



ANÁLISIS REGIONAL DE FRECUENCIA DE CAUDALES PUNTA EN LA VERTIENTE CANTÁBRICA Y NORATLÁNTICA DE LA PENÍNSULA IBÉRICA

Análisis regional de frecuencia de caudales punta en la vertiente cantábrica y noratlántica de la Península Ibérica

Autor/a: Javier Montes-Marroyo

Tesis doctoral UDC / Año 2019

Directores/a: Jerónimo Puertas Agudo

Manuel Alí Álvarez Enjo

María Bermúdez Pita

Programa de doctorado en Ingeniería Civil

por: ETS de Ingeniería de Caminos, Canales y Puertos, Departamento de Ingeniería Civil



UNIVERSIDADE DA CORUÑA

D. Jerónimo Puertas Agudo, Catedrático de Hidráulica de la Escuela Técnica Superior de Ingenieros de Caminos, Canales y Puertos perteneciente a la Universidad de A Coruña,

D. Manuel Alí Álvarez Enjo, Investigador del Centro de Innovación Tecnológica en Edificación e Ingeniería Civil de la Universidad de A Coruña, y

Dña. María Bermúdez Pita, Investigadora MSCA-COFUND Athenea3i del Departamento de Mecánica de Estructuras e Ingeniería Hidráulica de la Universidad de Granada.

INFORMAN:

Que la presente memoria titulada: “**ANÁLISIS REGIONAL DE FRECUENCIA DE CAUDALES PUNTA EN LA VERTIENTE CANTÁBRICA Y NORATLÁNTICA DE LA PENÍNSULA IBÉRICA**”, que presenta **D. Javier Montes Marroyo** para optar al grado de Doctor Ingeniero, fue realizada bajo nuestra dirección y autorizamos con esta fecha su defensa en la Escuela Técnica Superior de Ingenieros de Caminos, Canales y Puertos de la Universidad de A Coruña.

Y para que conste, firmamos el presente certificado en La Coruña, a 14 de noviembre de dos mil diecinueve.

D. Jerónimo Puertas Agudo

D. Manuel Alí Álvarez Enjo

Dña. María Bermúdez Pita

Dulce es el esfuerzo que acompañamos de ilusión

A mis padres (mis raíces)

A mi esposa (mi sustento)

Y a mis hijos (mi luz)

Agradecimientos

La realización de esta Tesis Doctoral no hubiera sido posible sin contar con la guía y el apoyo prestado por mis tutores, a los cuales debo agradecer el haberme brindado la oportunidad de embarcarme en esta aventura.

Por otro lado, quisiera resaltar la amabilidad mostrada por los Organismos oficiales de los que fueron extraídos los datos de partida utilizados en la presente investigación (Confederación Hidrográfica del Miño-Sil, Demarcación Hidrográfica de Galicia Costa, Confederación Hidrográfica del Cantábrico, Diputaciones forales de Vizcaya y Guipúzcoa, Comunidad foral de Navarra, Ministerio para la Transición Ecológica (MITECO), Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación (MAPAMA), Instituto Geográfico Nacional (IGN), Agencia Estatal de Meteorología (AEMET), Centro Nacional de Información Geográfica (CNIG) y Centro de Estudios y Experimentación de Obras Públicas (CEDEX)), Organismos que en todo momento proporcionaron su conocimiento y disposición por aclarar cualquier duda asociada a los datos recopilados.

Los datos de partida anteriormente mencionados fueron complementados con la información hidrométrica de ciertas estaciones de aforo localizadas en embalses de competencia privada, la cual fue generosamente proporcionada por los respectivos Departamentos de Generación Hidráulica de ENDESA, HIDROCANTÁBRICO Y NATURGY. A esta última compañía debo agradecer además el haberme dado la posibilidad de compaginar parte de la investigación realizada con el estudio de revaluación de avenidas de las presas gallegas de cabecera sobre las que NATURGY actualmente tiene competencia, estudio que me fue asignado como parte de mis tareas profesionales en la Unidad de Ingeniería de Proyectos Hidráulicos.

Por último y pese a no ser nombradas por limitaciones de espacio, son muchas las personas a las que querría agradecer el haberme aportado su particular visión de la vida, ya que en definitiva es este aspecto filosófico el que nos impulsa a afrontar nuestros retos.

Resumen

En la presente Tesis se ha desarrollado un modelo regional de frecuencia de caudales punta para la vertiente cantábrica y noratlántica de la Península Ibérica, complementado con una extensión temporal de las series de caudal máximo instantáneo anual y un contraste hidrológico de los resultados obtenidos.

Dicho modelo ha sido fundamentado en un procedimiento de delineación regional basado en la aplicación secuencial del análisis de componentes principales, la correlación canónica y las técnicas de agrupamiento *cluster*, habiéndose identificado 12 regiones hidrológicamente diferenciadas a las que les ha sido aplicado el método del índice de avenida con sus parámetros estimados por los L-momentos.

La incertidumbre de los cuantiles estimados ha sido cuantificada mediante simulaciones de Monte Carlo, contando con el grado de heterogeneidad regional identificado al incorporar la correlación espacial en los análisis. En 9 de las 12 regiones se ha encontrado una clara reducción de las incertidumbres derivadas del análisis regional respecto a las procedentes del clásico enfoque local.

Las relaciones inferidas entre las cuantías estimadas y las características físicas de las cuencas han manifestado una apreciable consistencia hidrológica, reflejándose las importantes diferencias fenomenológicas que existen entre las avenidas generadas por procesos puramente pluviales y las originadas bajo influencia nival.

Resumo

Nesta tese elaborouse un modelo rexional de caudal pico para as vertentes cántabras e noratlánticas da Península Ibérica, complementado cunha extensión temporal da serie de fluxo instantáneo máximo anual e un contraste hidrolóxico dos resultados obtidos.

Este modelo baseouse nun procedemento de delineación rexional baseado na aplicación secuencial de análises de compoñentes principais, correlación canónica e técnicas de agrupación de clúster, identificando 12 rexións diferenciábles hidrolóxicamente ás que se aplicou o método do índice de avenida cos seus parámetros estimados polos L-momentos.

A incerteza dos cuantís estimados foi cuantificada mediante simulacións de Montecarlo, identificándose o grao de heteroxeneidade rexional incorporando correlación espacial nas análises. En 9 das 12 rexións atopouse unha clara redución das incertezas derivadas da análise rexional respecto das procedentes do enfoque local clásico.

As relacións inferidas entre as cantidades estimadas e as características físicas das cuncas demostraron unha apreciable consistencia hidrolóxica, reflectindo as importantes diferenzas fenomenolóxicas existentes entre as inundacións xeradas por procesos puramente pluviais e as orixinadas baixo a influencia da neve.

Abstract

In this Thesis, a regional frequency model of peak flow has been developed for the cantabrian and noratlantic watersheds of the Iberian Peninsula, complemented by a temporary extension of the annual maximum instantaneous flow series and a hydrological contrast of the results obtained.

Such a model is supported by a regional delineation procedure based on the sequential application of principal component analysis, canonical correlation and clustering techniques, identifying 12 hydrologically distinguishable regions to which the index-flood method has been applied with its parameters estimated by L-moments.

Uncertainty of estimated quantiles has been quantified by Monte Carlo simulations taking into account the degree of regional heterogeneity identified by incorporating spatial correlation into analyzes. In 9 of the 12 regions, there has been a clear reduction of the uncertainties derived from the regional frequency analysis compared to those obtained from the classic local approach.

The inferred relationships between the estimated statistical results and the physical characteristics of the basins have shown an appreciable hydrological consistency, reflecting the important phenomenological differences that exist between floods generated by purely rain processes and those originated under snow influence.

Prólogo

A lo largo de la historia, el desarrollo de los asentamientos humanos se ha encontrado fuertemente vinculado a la presencia de los ríos y cursos fluviales, con el fin de aprovechar su inmensa fuente de recurso hídrico, alimento y energía, así como sus potenciales características como medio de transporte y defensa. No obstante, el aprovechamiento de todas estas bondades ha obligado a la humanidad a exponerse al riesgo de las crecidas y sus trágicas inundaciones asociadas, las cuales regularmente continúan provocando importantes pérdidas de cosechas, ganado, bienes materiales y vidas humanas.

Incluso en algunas zonas donde el riesgo asociado a las inundaciones de origen natural resultaba relativamente bajo, éste ha sido incrementado por la improbable pero existente posibilidad de que se produzcan avenidas más extremas de las que pueden ser soportadas por las presas que existen aguas arriba de dichas zonas, habiéndose aumentado con ello las áreas geográficas que resultan potencialmente inundables.

Todas estas amenazas han hecho que el deseo de poder predecir la magnitud y el momento de ocurrencia de las crecidas haya estado siempre presente entre las grandes civilizaciones, adoptándose como buena práctica la tarea de registrar las crecidas ya acontecidas con la esperanza de que los datos observados permitan inferir la magnitud y frecuencia de las futuras avenidas. Dicha práctica, ya aplicada desde tiempos de los antiguos egipcios en los que se registraban los niveles del río Nilo con el objetivo de adelantarse a la ocurrencia de las grandes avenidas (Barry J., 1993), sigue en su esencia vigente habiéndosele dotado desde principios del siglo XX hasta la actualidad de una amplia estructura matemática a día de hoy recomendada por las principales Guías Hidrológicas de referencia (ver por ejemplo WMO-No.168, 2009).

A través de esta estructura matemática, cimentada en el ámbito de la estadística y su teoría de valores extremos, lo que se hace es sustituir la compleja realidad asociada a la ocurrencia de las avenidas por la noción abstracta de la *variable aleatoria*, bajo la cual la frecuencia de las diferentes posibles magnitudes de avenida es modelizada mediante una *función de distribución de probabilidad*. Bajo este contexto teórico, los registros de las avenidas acontecidas son tratados como una *muestra aleatoria* derivada de la función de distribución postulada, muestra a partir de la cual se moldean los parámetros matemáticos de dicha función con la pretensión de obtener una descripción global de la *curva de frecuencia* bajo la cual se define la relación existente entre las magnitudes de las avenidas y sus frecuencias de ocurrencia asociadas. Tal pretensión matemática se fundamenta en dos pilares básicos de la teoría de valores extremos:

- ✓ El primero asociado al tratamiento conceptual de las avenidas como una variable aleatoria independiente e idénticamente distribuida (iid).
- ✓ Y el segundo vinculado a considerar los registros de las avenidas observadas como una muestra representativa de la función de distribución bajo la cual se describe la variable aleatoria en cuestión.

Esta ingeniosa simplificación de la realidad no se encuentra sin embargo exenta de limitaciones a partir de las cuales surgen dudas sobre la fiabilidad de las estimaciones derivadas de su aplicación, fundamentalmente en

lo que se refiere a la extrapolación de la curva de frecuencia hacia órdenes de magnitud de las avenidas de baja probabilidad de excedencia, cuya ocurrencia todavía no ha sido registrada. Dichas limitaciones fueron debidamente resaltadas hace casi dos décadas por Klemeš (2000a, 2000b), cuyas principales conclusiones se encuentran vinculadas a los siguientes aspectos:

- a) La independencia física de los distintos eventos de avenida resulta cuestionable, aspecto cuya trascendencia se ve ampliada si se tiene en cuenta que la extrapolación de la curva de frecuencia conlleva que las probabilidades de excedencia de las avenidas más extremas sean deducidas a partir de los valores relativamente modestos de las avenidas registradas.
- b) La posible distinción de los procesos físicos bajo los cuales se originan las avenidas más extremas respecto a las de carácter más ordinario, así como la inherente no-estacionariedad del clima, los usos del suelo y otras variables hidrológicas de relevante influencia, conducen a cuestionar la idoneidad de modelizar la frecuencia de las avenidas bajo una única función de distribución que no cambia ni con el tiempo ni con el rango de magnitud de las avenidas evaluadas.
- c) La reducida longitud de las series de registros de avenidas, las cuales en muy pocas ocasiones alcanzan a superar los 100 años de observaciones del caudal máximo anual, introduce una importante incertidumbre sobre la representatividad que esas muestras proporcionan de la función de distribución de frecuencias, de forma tanto más acusada cuanto más lejos se lleve la extrapolación de la curva de frecuencia a grandes magnitudes de avenida de baja probabilidad de excedencia.

Así pues, teniendo en cuenta estas limitaciones, surge por tanto la trascendente necesidad de cuantificar las incertidumbres a las que se encuentran condicionadas las estimaciones de las curvas de frecuencia, aspecto que en muchas ocasiones se obvia inoportunamente al adoptar los resultados derivados del ajuste de las funciones de distribución a las muestras de partida como cuantías suficientemente precisas.

No obstante, lo cierto es que desde hace ya décadas se cuenta con herramientas de cálculo que permiten cuantificar una amplia gama de las imprecisiones asociadas a las estimaciones derivadas de la teoría de valores extremos, mediante las cuales se ha podido constatar la considerable incertidumbre a la que se encuentran unidas las modelizaciones de las curvas de frecuencia y la correspondiente necesidad de aplicar metodologías de análisis que permitan reducir dichas incertidumbres con el fin de obtener estimaciones realmente útiles para la práctica hidrológica.

Tales metodologías resultan lógicamente fundamentadas en la ampliación de la información con la que se llevan a cabo las modelizaciones estadísticas, así como en la búsqueda de un mayor entendimiento de los procesos físicos que generan las avenidas mediante el cual poder atenuar el efecto derivado de las limitaciones presentadas por la propia teoría estadística. Ambos requerimientos fueron explícitamente estructurados por Merz and Blöschl (2008a, 2008b) bajo el término *flood frequency hydrology*, distinguiendo tres diferentes tipos conceptuales de expansión de información:

-
- i. ***Expansión temporal*** relativa a la incorporación de información cuantitativa asociada a eventos históricos, así como a avenidas que encontrándose dentro del periodo de registros sistemáticos no fueron registradas de una forma adecuada o completa.
 - ii. ***Expansión espacial*** asociada a las técnicas de regionalización mediante las que se transfiere al punto de interés la información de los eventos extremos con los que se cuenta en otras estaciones de aforo.
 - iii. ***Expansión causal*** mediante la cual se complementa el tratamiento estadístico de las series de datos con información de carácter hidrológico, a fin de aportar un elemento de conexión entre la física de las avenidas y los resultados estadísticos.

De este modo, en la presente Tesis Doctoral se ha estudiado la frecuencia de los caudales punta de las avenidas máximas anuales en la vertiente cantábrica y noratlántica de la Península Ibérica bajo este enfoque analítico de expansión, desarrollando para ello las siguientes actividades:

1. Análisis detallado de la calidad de los datos de caudal máximo anual existentes, aceptando sólo aquéllos que presentan una suficiente representatividad del actual régimen hidrológico natural a fin de aplicar un enfoque de estudio estacionario que no se vea distorsionado por condiciones hidrológicas anacrónicas. Este enfoque ha sido adoptado con el fin de evitar las altas incertidumbres que acompañan al ámbito de estudio de la no-estacionariedad (Serinaldi and Kilsby, 2015), pese a que ello suponga limitar el alcance de aplicación de las predicciones estadísticas a un horizonte de tiempo en el que la distorsión de la distribución de frecuencias resulte razonablemente despreciable.
2. Expansión temporal de las series de caudal máximo instantáneo anual a partir de los registros de caudal máximo medio diario anual y las características físicas de las cuencas.
3. Análisis *cluster* iterativos mediante los cuales llevar a cabo una delineación regional hidrológicamente consistente con la similitud de respuesta de las avenidas de las cuencas evaluadas.
4. Estimación regional de las curvas de frecuencia bajo el método del índice de avenida con sus parámetros estimados por los L-momentos (Hosking and Wallis, 1997).
5. Contraste causal de los resultados obtenidos, a fin de comprobar la consistencia hidrológica de las relaciones y cuantías estadísticamente inferidas.

La Tesis desarrollada ha sido estructurada en 6 capítulos, más un conjunto de 6 Anexos en donde se amplían en detalle los resultados obtenidos. Secuencialmente, tras la introducción realizada en este prólogo, se describe el estado del conocimiento asociado al análisis de frecuencia de las avenidas (Capítulo 1). A continuación se presenta el objeto y alcance adoptados por la investigación (Capítulo 2), describiéndose posteriormente la caracterización hidrológica de la zona en estudio (Capítulo 3). En el Capítulo 4 se presentan las hipótesis de partida adoptadas junto con la descripción de la metodología de análisis propuesta, presentándose y discutiéndose los resultados derivados de su aplicación en el Capítulo 5. Por último, en el Capítulo 6 se ilustran las conclusiones obtenidas junto con las futuras líneas de investigación propuestas.

Índice de contenidos

CAPÍTULO 1. ESTADO DEL CONOCIMIENTO	1
1.1 INTRODUCCIÓN	1
1.2 MÉTODOS DE ANÁLISIS Y ESTIMACIÓN DE AVENIDAS	4
1.2.1 <i>Métodos estadísticos</i>	5
1.2.1.1 Funciones de distribución de frecuencias	7
1.2.1.2 Características requeridas por las muestras de partida	11
1.2.1.3 Ajuste de las funciones de distribución a las muestras de partida	13
1.2.1.4 Análisis de la capacidad descriptiva de las funciones de distribución	16
1.2.1.5 Análisis de la capacidad predictiva de las funciones de distribución	18
1.2.2 <i>Métodos hidrometeorológicos</i>	19
1.2.3 <i>Estacionariedad vs no-estacionariedad. Incertidumbres generadas por el cambio climático</i>	21
1.3 LA CUESTIÓN DE LA INCERTIDUMBRE	29
1.4 TÉCNICAS PARA REDUCIR LA INCERTIDUMBRE	32
1.4.1 <i>Incorporación de avenidas ajenas al periodo de registros sistemáticos</i>	33
1.4.2 <i>Extensión de series de caudal punta bajo registros de caudal medio diario</i>	36
1.4.3 <i>Análisis regional de frecuencia</i>	39
1.4.3.1 Delineación de regiones	41
1.4.3.2 Pruebas de homogeneidad regional	44
1.4.3.3 Métodos de estimación regional de avenidas	49
1.4.4 <i>Análisis causal de las avenidas</i>	54
1.4.5 <i>Combinación de técnicas</i>	58
1.5 PERIODO DE RETORNO, RIESGO Y FIABILIDAD	60
CAPÍTULO 2. OBJETO Y ALCANCE	65
2.1 PROPÓSITO DE LA INVESTIGACIÓN Y ÁREA DE ESTUDIO	65
2.1.1 <i>Objeto y alcance de la expansión temporal realizada</i>	66
2.1.2 <i>Objeto y alcance de la expansión espacial y causal realizadas</i>	67
2.1.3 <i>Alcance práctico de los resultados derivados de la investigación</i>	68

CAPÍTULO 3.	CARACTERIZACIÓN DE LA ZONA EN ESTUDIO	71
3.1	LOCALIZACIÓN	71
3.2	GEOMORFOLOGÍA.....	71
3.3	GEOLOGÍA Y EDAFOLOGÍA.....	75
3.4	CLIMATOLOGÍA	78
3.5	SELECCIÓN DE CARACTERÍSTICAS PRINCIPALES	83
CAPÍTULO 4.	HIPÓTESIS Y METODOLOGÍA	87
4.1	INTRODUCCIÓN.....	87
4.2	HIPÓTESIS DE PARTIDA	87
4.3	METODOLOGÍA DE ANÁLISIS ADOPTADA	89
4.3.1	<i>Análisis de calidad de los datos de partida.....</i>	<i>89</i>
4.3.1.1	Análisis exploratorio de datos (AED).....	90
4.3.1.2	Pruebas de hipótesis estadísticas	91
4.3.1.3	Interpretación global de la calidad de los datos	92
4.3.2	<i>Expansión temporal de las series de caudal máximo instantáneo anual</i>	<i>93</i>
4.3.2.1	Análisis de la relación lineal existente entre los registros Q_{mi} - Q_{md}	93
4.3.2.2	Ampliación del análisis de correlación $Q_{mi} \sim Q_{md}$	94
4.3.3	<i>Análisis regional de frecuencia de caudales punta: expansión causal y espacial</i>	<i>100</i>
4.3.3.1	Delineación de regiones aceptablemente homogéneas	100
4.3.3.2	Ajuste y selección de las funciones de distribución.....	108
4.3.3.3	Estimación de los cuantiles de caudal punta e incertidumbres asociadas	116
4.3.4	<i>Contraste causal de las distribuciones regionales de frecuencia</i>	<i>118</i>
CAPÍTULO 5.	ANÁLISIS DE RESULTADOS.....	121
5.1	INTRODUCCIÓN.....	121
5.2	ANÁLISIS DE CALIDAD DE LOS DATOS DE PARTIDA	121
5.2.1	<i>Análisis exploratorio de datos</i>	<i>126</i>
5.2.1.1	Análisis individualizado de las series de datos	126
5.2.1.2	Análisis comparativo entre estaciones cercanas	131
5.2.1.3	Correlación entre el caudal máximo promedio anual y el área de cuenca	134
5.2.2	<i>Test de hipótesis estadísticas</i>	<i>145</i>

5.2.3	<i>Interpretación global de los resultados de calidad obtenidos.....</i>	<i>149</i>
5.3	EXPANSIÓN TEMPORAL DE LAS SERIES DE CAUDAL MÁXIMO INSTANTÁNEO	152
5.3.1	<i>Análisis de la relación lineal existente entre los registros Q_{mi} - Q_{md}</i>	<i>154</i>
5.3.2	<i>Ampliación del análisis de correlación $Q_{mi} \sim Q_{md}$</i>	<i>156</i>
5.3.2.1	Adaptación de la ecuación de Fuller a la zona en estudio.....	157
5.3.2.2	Análisis multivariable de la relación $Q_{mi} \sim Q_{md}$	162
5.3.2.3	Análisis del coeficiente Q_{mi}/Q_{md} en cuencas de tipología mixta	186
5.3.3	<i>Expansión de las series Q_{mi} en base a las relaciones inferidas.....</i>	<i>189</i>
5.4	ANÁLISIS REGIONAL DE FRECUENCIAS: EXPANSIÓN ESPACIAL Y CAUSAL	193
5.4.1	<i>Delineación de regiones aceptablemente homogéneas</i>	<i>193</i>
5.4.1.1	Identificación de características físicas de mayor potencial discriminante.....	194
5.4.1.2	Asignación de estaciones a un primer número de agrupaciones	210
5.4.1.3	Homogeneidad estadística de las agrupaciones previamente delineadas	212
5.4.1.4	Análisis iterativo bajo diferente número de agrupaciones	216
5.4.2	<i>Análisis global de las regiones identificadas</i>	<i>221</i>
5.5	CONTRASTE CAUSAL DE LAS DISTRIBUCIONES REGIONALES DE FRECUENCIA	228
CAPÍTULO 6.	CONCLUSIONES Y FUTURAS LÍNEAS DE INVESTIGACIÓN	237
6.1	CONCLUSIONES DERIVADAS DE LA INVESTIGACIÓN REALIZADA	237
6.2	FUTURAS LÍNEAS DE INVESTIGACIÓN PROPUESTAS	244
ANEXO 1.	RESULTADOS DE PRUEBAS DE HIPÓTESIS ESTADÍSTICAS APLICADAS AL ANÁLISIS DE CALIDAD DE DATOS	247
ANEXO 2.	MATRIZ DE EVALUACIÓN DEL ANÁLISIS DE CALIDAD DE DATOS	257
ANEXO 3.	PRINCIPALES RESULTADOS ASOCIADOS A LOS MODELOS DE REGRESIÓN LINEAL ENTRE PARES DE REGISTROS Q_{mi} - Q_{md}.....	285
ANEXO 4.	PRINCIPALES CARÁCTERÍSTICAS FÍSICAS DE LAS 128 CUENCAS UTILIZADAS EN EL ANÁLISIS $Q_{mi} \sim Q_{md}$.....	291
ANEXO 5.	PRINCIPALES CARÁCTERÍSTICAS FÍSICAS DE LAS 83 CUENCAS UTILIZADAS EN EL ANÁLISIS REGIONAL DE FRECUENCIAS.....	297
ANEXO 6.	ANÁLISIS DETALLADO DE CADA UNA DE LAS 12 REGIONES IDENTIFICADAS	303
REFERENCIAS	379

Índice de Tablas

Tabla 1. Rango de altitudes de la zona en estudio	73
Tabla 2. Características planteadas como posibles conectores entre la física de las avenidas y la teoría estadística	85
Tabla 3. Identificación de estaciones que podrían resultar parcialmente aprovechables	122
Tabla 4. Análisis de resultados de los balances de masas en embalses	124
Tabla 5. Resultados de los diferentes modelos de regresión ajustados bajo el filtrado de estaciones basado en la incertidumbre asociada al valor $k_{observado}$	167
Tabla 6. Resultados de los diferentes modelos de regresión múltiple ajustados a estaciones con 8 ó más pares de datos $Q_{mi} - Q_{md}$	169
Tabla 7. Resultados de los diferentes modelos de regresión múltiple ajustados a estaciones con 14 ó más pares de datos $Q_{mi} - Q_{md}$	170
Tabla 8. Resultados modelos de regresión múltiple ajustados a estaciones con 14 ó más pares de datos $Q_{mi} - Q_{md}$, excluyendo las estaciones 1106, A2Z1 y las de $R^2 < 0.58$	173
Tabla 9. Variables incorporadas a los 12 primeros modelos anidados bajo estaciones pluviales con 14 ó más pares de datos y porcentaje de incertidumbre del $k_{observado} < 25\%$, excluidas las estaciones 1106, A2Z1 y las de $R^2 < 0.58$	175
Tabla 10. Resultados ANOVA para los 12 primeros modelos anidados de cuencas pluviales en escenario de optimización	176
Tabla 11. Coeficientes de la regresión múltiple óptima en su dominio logarítmico y resultados de los test de hipótesis estadísticas asociadas a la existencia de correlación para las cuencas de tipo pluvial	176
Tabla 12. Variables incorporadas a los 7 primeros modelos anidados bajo estaciones nivales con 14 ó más pares de datos, porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado} < 25\%$ y coeficiente de determinación $R^2 > 0.58$	180
Tabla 13. Resultados ANOVA para los 7 primeros modelos anidados de cuencas nivales en escenario de optimización	181
Tabla 14. Test de hipótesis estadísticas asociadas a la regresión múltiple logarítmica ajustada a 3 predictores bajo las 11 estaciones nivales con las que se alcanza la optimización del análisis de regresión	182
Tabla 15. Test de hipótesis estadísticas asociadas a la regresión múltiple logarítmica ajustada a 4 predictores bajo las 11 estaciones nivales con las que se alcanza la optimización del análisis de regresión	182
Tabla 16. Test de hipótesis estadísticas asociadas a la regresión múltiple logarítmica ajustada a 5 predictores bajo las 11 estaciones nivales con las que se alcanza la optimización del análisis de regresión	182
Tabla 17. Bondad de ajuste y capacidad predictiva de los principales modelos de regresión obtenidos	185
Tabla 18. Estaciones susceptibles de ser completadas bajo la aplicación de su valor $k_{observado}$	190
Tabla 19. Estaciones susceptibles de ser completadas bajo la aplicación de las ecuaciones (5.1) y (5.2)	190
Tabla 20. Estaciones en las que se descarta la posibilidad de realizar expansión temporal de las series Q_{mi}	191
Tabla 21. Resultados del test de <i>Shapiro-Wilk</i> aplicado a los valores brutos de las características de las 85 cuencas .	196
Tabla 22. Resultados del test de <i>Shapiro-Wilk</i> aplicado a los valores brutos de las características de las 85 cuencas .	197
Tabla 23. Resultados test <i>Shapiro-Wilk</i> aplicado a los datos transformados de las características de las 85 cuencas..	198

Tabla 24. Características cuyos valores brutos o transformados muestran una aceptable normalidad estadística.....	200
Tabla 25. Autovalores λ_i y porcentaje de varianza explicado por las componentes principales PC	201
Tabla 26. Pesos de características físicas sobre las componentes principales que presentan autovalores $\lambda_i > 1$	201
Tabla 27. Correlación global entre características físicas, ratios de L-momentos y vectores canónicos	203
Tabla 28. Correlación por tipo de cuenca entre características físicas, ratios de L-momentos y vectores canónicos ..	204
Tabla 29. Características seleccionadas para utilizar en la delineación hidrológica de regiones.....	209
Tabla 30. Resultados test homogeneidad y discordancia para las 9 agrupaciones preliminarmente delineadas.....	212
Tabla 31. Resultados de homogeneidad obtenidos para un número de agrupaciones menor de 9	216
Tabla 32. Resultados de homogeneidad obtenidos para un número de agrupaciones mayor de 9	217
Tabla 33. Valores de las medidas de heterogeneidad H_i para las 3 agrupaciones derivadas del <i>análisis cluster</i> nival..	219
Tabla 34. Resultados de homogeneidad obtenidos para un número de agrupaciones nivales mayor de 3.....	220
Tabla 35. Resultados de homogeneidad de las subregiones nivales separadas por la divisoria Sil-Cantábrico.....	221
Tabla 36. Descripción estadística de las 12 regiones identificadas.....	222
Tabla 37. Grados de heterogeneidad inferidos para cada una de las 12 regiones identificadas.....	223
Tabla 38. Parámetros de las distribuciones regionales adoptadas, principales cuantiles y valores del $RMSE_{rel}$ para las 9 regiones en las que se obtiene un claro beneficio en la precisión de las estimaciones derivadas del análisis regional..	226
Tabla 39. Coeficientes de la regresión lineal en su dominio logarítmico entre el cuantil regional q_{500} y el promedio regional de la precipitación media anual y la evapotranspiración potencial anual para las regiones de tipo nival	234
Tabla 40. Coeficientes de la regresión lineal en su dominio logarítmico entre el cuantil regional q_{500} y el promedio regional de la precipitación máxima diaria anual y las áreas de cuenca para las regiones de tipo pluvial.....	234
Tabla 41. Estaciones y principales características asociadas de la región 1	307
Tabla 42. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Región 1.....	308
Tabla 43. Reducciones del valor promedio $RMSE_{rel}$ obtenidas por el análisis regional frente al local. Región 1	311
Tabla 44. Estaciones y principales características asociadas de la región 2.....	312
Tabla 45. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Región 2.....	313
Tabla 46. Reducciones del valor promedio $RMSE_{rel}$ obtenidas por el análisis regional frente al local. Región 2	315
Tabla 47. Estaciones y principales características asociadas de la región 3.....	317
Tabla 48. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Región 3.....	318
Tabla 49. Estaciones y principales características asociadas de la región 4.....	321
Tabla 50. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Región 4.....	323
Tabla 51. Estaciones y principales características asociadas de la región 5.....	326
Tabla 52. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Región 5.....	327
Tabla 53. Reducciones del valor promedio $RMSE_{rel}$ obtenidas por el análisis regional frente al local. Región 5	329
Tabla 54. Estaciones y principales características asociadas de la región 6.....	331
Tabla 55. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Región 6.....	332
Tabla 56. Reducciones del valor promedio $RMSE_{rel}$ obtenidas por el análisis regional frente al local. Región 6.....	334

Tabla 57. Estaciones y principales características asociadas de la región 7.....	335
Tabla 58. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Región 7.....	336
Tabla 59. Reducciones del valor promedio $RMSE_{rel}$ obtenidas por el análisis regional frente al local. Región 7.....	338
Tabla 60. Estaciones y principales características asociadas de la región 8.....	339
Tabla 61. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Región 8.....	340
Tabla 62. Reducciones del valor promedio $RMSE_{rel}$ obtenidas por el análisis regional frente al local. Región 8.....	342
Tabla 63. Estaciones y principales características asociadas a la agrupación derivada de la unión de la región 9.....	344
Tabla 64. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Región 9.....	345
Tabla 65. Estaciones y principales características asociadas de la subregión 9.1.....	347
Tabla 66. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Subregión 9.1.....	348
Tabla 67. Reducciones del valor promedio $RMSE_{rel}$. Análisis regional vs local. Subregión 9.1.....	350
Tabla 68. Estaciones y principales características asociadas de la subregión 9.2.....	351
Tabla 69. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Subregión 9.2.....	352
Tabla 70. Reducciones del valor promedio $RMSE_{rel}$. Análisis regional vs local. Subregión 9.2.....	354
Tabla 71. Errores $RMSE$ de los cuantiles estimados en las estaciones de la región 9.....	356
Tabla 72. Estaciones y principales características asociadas de la región 10.....	357
Tabla 73. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Región 10.....	358
Tabla 74. Reducciones del valor promedio $RMSE_{rel}$. Análisis regional vs local. Región 10.....	360
Tabla 75. Estaciones y principales características asociadas de la región 11.....	362
Tabla 76. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Región 11.....	363
Tabla 77. Reducciones del valor promedio $RMSE_{rel}$. Análisis regional vs local. Región 11.....	366
Tabla 78. Estaciones y principales características asociadas de la región 12.....	367
Tabla 79. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Región 12.....	368
Tabla 80. Reducciones del valor promedio $RMSE_{rel}$. Análisis regional vs local. Región 12.....	370
Tabla 81. Cuantiles de caudal punta de las cuencas evaluadas bajo el análisis regional (en m^3/s).....	371

Índice de Figuras

Figura 1. Funciones de densidad de probabilidad comúnmente utilizadas (Fuente: WMO-No.168, 2009)	9
Figura 2. Función de densidad (pdf) y distribución acumulada (cdf) bivariable del modelo logístico Gumbel (Fuente: Serinaldi, 2013).....	11
Figura 3. Diagrama de ratios L-asimetría y L-curtosis (Fuente: J.R.M. Hosking and J.R.Wallis, 1997)	15
Figura 4. Representación esquemática del modelo de pulsos rectangulares NSRP (Fuente: Burton et al., 2008).....	20
Figura 5. Ilustración esquemática de la falta de estacionariedad por ciclo.....	23
Figura 6. Evaluación de tendencias de caudales máximos anuales. (a) Cuenca Mercer Creek con continuo desarrollo urbano y (b) cuenca Newaukum Creek sin cambios significativos de sus usos del suelo (Fuente: Konrad, 2003)	23
Figura 7. (a) Función de densidad GEV estacionaria. (b) Distribución acumulada GEV estacionaria.....	26
Figura 8. (a) Función densidad GEV no-estacionaria. (b) Distribución acumulada GEV no-estacionaria.....	26
Figura 9. Estimación de cuantiles en Little Sugar Creek (Archdale) bajo perspectiva estacionaria y no-estacionaria junto con intervalos de confianza al 95% ilustrados en sombreado (Fuente: Serinaldi and Kilsby, 2015).....	30
Figura 10. Complementación de registros sistemáticos mediante información histórica (Fuente: WRC, 2018).....	33
Figura 11. Registros sistemáticos discontinuos completados con umbrales de percepción (Fuente: WRC, 2018)	34
Figura 12. Esquema de posibles evidencias físicas de avenidas pasadas (Fuente: Jarrett and England, 2013)	34
Figura 13. (a) Hidrograma de avenida registrada en el alto Avia (Ourense, Galicia). (b) Hidrograma de avenida registrado en el alto Miño (Lugo, Galicia)	37
Figura 14. (a) Media e intervalos de confianza del 67 y 90 % de la estimación del coeficiente de L-variación en función del tamaño de muestra. (b) Media e intervalos de confianza del 67 y 90 % de la estimación del L-coeficiente de asimetría en función del tamaño de muestra (Fuente: Jiménez, Mediero and García, 2014)	39
Figura 15. Procedimientos de delineación de regiones potencialmente homogéneas (Fuente: Ouarda et al., 2001)	41
Figura 16. Relación H-RMSErel derivada de regiones simuladas (Fuente: Hosking and Wallis, 1997)	46
Figura 17. (a) Potencia discriminante de AD, GHW y HW (referente ésta última a la medida H) obtenida a partir de las simulaciones de regiones heterogéneas en LCv y presentada como porcentaje de acierto respecto al rechazo de la hipótesis de homogeneidad (los recuadros marcan la mayor potencia entre pruebas). (b) Errores porcentuales de identificar heterogeneidad en regiones que realmente son homogéneas. Fuente: Lilienthal, Fried and Schumann, 2018.	48
Figura 18. (a) Cuantiles de 100 años de periodo de retorno de 151 estaciones de Quebec (Canadá) ubicadas en el espacio fisiográfico/meteorológico conformado por los vectores canónicos V1 y V2 (Fuente: Chokmani and Ouarda, 2004). (b) Semivariograma de las 151 estaciones bajo distancias medidas en el espacio V1-V2 (Fuente: Chokmani and Ouarda, 2004).	52
Figura 19. Distribución de probabilidad de que el cuantil Q0.01 se vea excedido en el año t	61
Figura 20. Fiabilidad de no superar el cuantil asociado al periodo de retorno T durante n = 25, 50 y 100 años, bajo el escenario univariable iid (Fuente: Read and Vogel, 2015).	62
Figura 21. Localización de la zona en estudio (Fuente cartográfica: Base de datos Esri. ArcGIS Server).....	65

Figura 22. (a) Localización global (Fuente cartográfica: Base de datos Esri. ArcGIS Server), (b) fronteras administrativas (Fuente: Instituto Geográfico Nacional de España, IGN) y (c) relieve de la zona en estudio (Fuente cartográfica: IGN); Sistema de representación geográfica: ETRS89, Universal Transversal Mercator Huso 30.....	72
Figura 23. Curva hipsométrica de la zona en estudio	73
Figura 24. (a) Plano de altitudes. (b) Plano de pendientes; Sistema de representación geográfica: ETRS89, UTM 30.	74
Figura 25. Geología 1:1.000.000 de la zona en estudio (Fuente cartográfica: Instituto Geológico y Minero de España, IGME). Sistema de representación: ETRS89, UTM30.....	76
Figura 26. (a) Recarga media anual de acuíferos y (b) P0 (Fuente: Ministerio para la Transición Ecológica, MITECO). Sistema representación geográfica: ETRS89, UTM30.....	77
Figura 27. Ocupación del suelo (Fuente: Programa europeo Copernicus)	78
Figura 28. Clasificación climática de Köppen-Geiger superpuesta a la zona en estudio (Fuente: AEMET)	79
Figura 29. Número medio anual de días con temperatura mínima $\leq 0^{\circ}\text{C}$ (Fuente: AEMET)	80
Figura 30. (a) Precipitación media anual 1940-2006. (b) Precipitación máxima diaria anual T2.33 años (Fuente: MITECO). Sistema referencia geográfico: ETRS89, UTM30.....	81
Figura 31. (a) Temperatura media anual periodo 1940-2006. (b) Mapa de subcuencas nivales (Fuente: MITECO). Sistema de referencia geográfico: ETRS89, UTM30.....	82
Figura 32. Procedimiento propuesto para la delineación de regiones aceptablemente homogéneas	101
Figura 33. Procedimiento de análisis propuesto para la estimación del grado de heterogeneidad regional	114
Figura 34. Localización de las 133 estaciones de aforo preseleccionadas junto con sus correspondientes cuencas de cierre	123
Figura 35. Caudales máximos medios diarios de la estación 1186: indicios de falta de aleatoriedad	126
Figura 36. Caudales máximos medios diarios de la estación 1621: indicios de falta de homogeneidad.....	127
Figura 37. Caudales máximos medios diarios del punto de aforo del embalse de Prada: indicios de falta estacionariedad por salto en la media	128
Figura 38. Caudales máximos medios diarios de la estación 1378: indicios de falta de estacionariedad.....	129
Figura 39. Caudales máximos medios diarios del punto de aforo del embalse de Chandrexa de Queixa: indicios de falta de estacionariedad por tendencias	129
Figura 40. Caudales máximos medios diarios registrados en las estaciones A3Z1 y A2Z1: (a) tendencia posiblemente no-sistemática en A3Z1, derivada de su reducida longitud de registros y (b) ausencia de tendencia en A2Z1.	130
Figura 41. (a) Análisis de sincronismo entre caudales máximos medios diarios de las estaciones 1626 y Vilasouto.	131
Figura 42. Análisis de doble masa entre los caudales máximos medios diarios de las estaciones 1626 y Vilasouto.....	132
Figura 43. Análisis de sincronismo de caudales medios diarios entre Vilasouto y 1626: (a) 1978/1979 a 1987/1988; (b) 1988/1989 a 1997/1998; (c) 1998/1999 a 2007/2008.....	133
Figura 44. Análisis de correlación $Q_{\text{máximo}}$ promedio anual vs A_c para las estaciones de Galicia Costa.....	134
Figura 45. Regímenes pluviométricos de Galicia Costa: (a) Precipitación máxima diaria promedio anual; (b) Precipitación media anual periodo 1940/1941-2005/2006.....	135
Figura 46. Inconsistencias entre estaciones situadas a lo largo de un mismo río (a) 1544 vs. Portodemouros. (b) 1519 vs. Tambre.....	136

Figura 47. Análisis de correlación $Q_{\text{máximo promedio anual}}$ vs Ac para las estaciones del Miño-Sil.....	137
Figura 48. Regímenes pluviométricos del Miño-Sil: (a) Precipitación máxima diaria promedio anual; (b) Precipitación media anual del periodo 1940/1941-2005/2006	138
Figura 49. Localización de la Laguna de Antela sobre las cuencas de captación 1805 y Conchas.....	139
Figura 50. Análisis de correlación $Q_{\text{máximo promedio anual}}$ vs Ac en la zona del Miño-Sil, excluyendo las estaciones de Campañana, 1739, 1607, 1608, 1805 y Conchas.....	140
Figura 51. Análisis de correlación $Q_{\text{máximo promedio anual}}$ vs Ac en la zona occidental del Cantábrico.....	141
Figura 52. Regímenes pluviométricos de la región occidental del Cantábrico: (a) Precipitación máxima diaria promedio anual; (b) Precipitación media anual asociada al periodo 1940/1941-2005/2006.....	142
Figura 53. Análisis de correlación $Q_{\text{máximo promedio anual}}$ vs Ac en la zona oriental del Cantábrico.....	143
Figura 54. Regímenes pluviométricos de la región oriental del Cantábrico: (a) Precipitación máxima diaria promedio anual; (b) Precipitación media anual asociada al periodo 1940/1941-2005/2006.....	144
Figura 55. Distribución temporal de series de máximos medios diarios de estaciones con más de 30 años de datos ...	146
Figura 56. Mapa de indicios de tendencia obtenidos para las series de las estaciones con más de 30 años de datos....	147
Figura 57. Distribución temporal de las 83 series de caudal máximo medio diario anual seleccionadas por el análisis de calidad de datos	150
Figura 58. Localización de las 83 estaciones de aforo preservadas por el análisis de calidad realizado.....	151
Figura 59. Localización de las 128 estaciones de aforo con 3 ó más pares de datos Q_{mi} - Q_{md} registrados en régimen natural.....	153
Figura 60. Regresión lineal e incertidumbres asociadas a la relación $Q_{mi} \sim Q_{md}$ entre pares de registros. (a) Estación nival 1729; (b) Estación pluvial 1433; (c) Estación pluvial 1619; (d) Estación nival 1215	154
Figura 61. Relación entre el coeficiente de flujo máximo k (Q_{mi}/Q_{md}) y el área de cuenca	157
Figura 62. Localización de cuencas utilizadas para la adaptación de la fórmula de Fuller a las regiones de Galicia Costa, Miño-Sil, Cantábrico occidental y Cantábrico oriental	158
Figura 63. Análisis exploratorio logarítmico de la relación k frente al área de cuenca en Galicia Costa.....	159
Figura 64. Análisis exploratorio logarítmico de la relación k frente al área de cuenca en el Miño-Sil.....	160
Figura 65. Análisis exploratorio de la relación k frente al área de cuenca en el occidente del Cantábrico.....	161
Figura 66. Análisis exploratorio de la relación k vs. Área de cuenca en la región oriental del Cantábrico	162
Figura 67. Análisis exploratorio del coeficiente k frente al área de cuenca: (a) cuencas nivales; (b) cuencas pluviales	164
Figura 68. Coeficientes de determinación R^2 asociados a las relaciones $Q_{mi} \sim Q_{md}$ de estaciones de aforo en las que se cuenta con 14 o más pares de datos	172
Figura 69. Incertidumbre de las predicciones del valor k estimado por los modelos de regresión múltiple pluviales .	174
Figura 70. Evolución del $R^2_{ajustado}$ bajo estaciones pluviales con 14 ó más pares de datos que presentan un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado}$ menor del 25%, excluidas las estaciones 1106, A2Z1 y aquellas cuyo $R^2 < 0.58$	175
Figura 71. Análisis exploratorio logarítmico del coeficiente k de las principales cuencas nivales frente a las variables del (a) área de cuenca y (b) la temperatura media anual promediada en la cuenca	179

Figura 72. Incertidumbre de las predicciones del valor k estimado por los modelos de regresión múltiple nivales	179
Figura 73. Evolución del $R^2_{ajustado}$ bajo estaciones nivales con 14 ó más pares de datos que presentan un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado}$ menor del 25%, excluyendo la estación 1215 por bajo coeficiente R^2	181
Figura 74. Regresión lineal e incertidumbres asociadas a la relación $Q_{mi} - Q_{md}$; (a) estación 1369 y (b) estación 1237	188
Figura 75. Comparativa del caudal máximo instantáneo registrado en las estaciones 1369 y 1237 frente al estimado mediante la ecuación (5.5)	188
Figura 76. Distribución temporal de las 83 series de datos potencialmente aprovechables por el análisis regional	192
Figura 77. Histograma de frecuencias de las variables evaluadas de las 83 cuencas preseleccionadas	194
Figura 78. Gráficos box-plot de las variables evaluadas de las 83 cuencas	195
Figura 79. Gráficos de probabilidad normalizada de las variables evaluadas de las 83 cuencas.....	196
Figura 80. Gráficos de probabilidad normalizada de las variables transformadas de las 83 cuencas.....	198
Figura 81. Matriz de correlación entre pares de variables basada en los datos brutos de las 83 cuencas seleccionadas	199
Figura 82. Box-plot de las variables evaluadas por tipología de cuenca	206
Figura 83. Agrupaciones de estaciones obtenidas mediante el análisis cluster para las 9 regiones preliminarmente planteadas	211
Figura 84. Agrupaciones obtenidas mediante el análisis cluster para las cuencas afectadas por el área de influencia nival identificado por el programa ERHIN.....	219
Figura 85. Ilustración gráfica de la configuración espacial de las 12 regiones identificadas.....	222
Figura 86. Curva regional y bandas de incertidumbre de las 9 agrupaciones en las que se obtiene un claro beneficio con el enfoque regional.....	227
Figura 87. Relación a nivel mundial entre precipitación media anual y cuantiles regionales para $T = 500$ años.....	228
Figura 88. Relación entre cuantiles regionales de 500 años de periodo de retorno y la precipitación promedio anual para las 9 regiones aceptablemente homogéneas de la vertiente cantábrica y noratlántica de la Península Ibérica	229
Figura 89. Relación entre los cuantiles regionales q_{500} y precipitación máxima diaria promedio anual para las 9 regiones aceptablemente homogéneas de la vertiente cantábrica y noratlántica de la Península Ibérica	229
Figura 90. (a) Relación entre los cuantiles regionales q_{500} y la precipitación media anual para las regiones nivales. (b) Relación entre los cuantiles q_{500} y la precipitación máxima media diaria promedio anual para las regiones nivales	230
Figura 91. (a) Relación entre los cuantiles regionales q_{500} y la precipitación media anual para las regiones pluviales. (b) Relación entre los cuantiles regionales q_{500} y la precipitación diaria promedio anual en las regiones pluviales. .	231
Figura 92. (a) Relación entre los cuantiles regionales q_{1000} y la precipitación media anual para las regiones nivales. (b) Relación entre los cuantiles regionales q_{1000} y la precipitación máxima diaria anual para las regiones nivales. (c) Relación entre los cuantiles regionales q_{1000} y la precipitación media anual para las regiones pluviales. (d) Relación entre los cuantiles regionales q_{1000} y la precipitación máxima diaria anual para las regiones pluviales.....	232

Figura 93. (a) Relación entre los cuantiles regionales q10000 y la precipitación media anual para las regiones nivales. (b) Relación entre los cuantiles regionales q10000 y la precipitación máxima diaria anual para las regiones nivales. (c) Relación entre los cuantiles regionales q10000 y la precipitación media anual para las regiones pluviales. (d) Relación entre los cuantiles regionales q10000 y la precipitación máxima diaria anual para las regiones pluviales.....	233
Figura 94. Diagrama de los L-momentos LCs – LCK de la región 1.....	307
Figura 95. (a) Cuantiles adimensionales región 1 y (b) Errores cuadráticos medios relativos RMSErel.....	309
Figura 96. Curva regional GEV y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Región 1	310
Figura 97. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 13 estaciones de la región 1 (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 13 estaciones de la región 1	310
Figura 98. Comparativa de cuantiles GEV regional frente a GEV local para la estación de Cecebre	311
Figura 99. Diagrama de los L-momentos LCs – LCK de la región 2.....	312
Figura 100. (a) Cuantiles adimensionales región 2 y (b) Errores cuadráticos medios relativos RMSErel.....	314
Figura 101. Curva regional PE3 y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Región 2.....	314
Figura 102. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 9 estaciones de la región 2 (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 9 estaciones de la región 2	315
Figura 103. Comparativa de cuantiles PE3 regional frente a GEV local para la estación de aforos de Tambre	316
Figura 104. Diagrama de los L-momentos LCs – LCK de la región 3.....	317
Figura 105. (a) Cuantiles adimensionales región 3 y (b) Errores cuadráticos medios relativos RMSErel.....	319
Figura 106. Curva regional PE3 y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Región 3.....	319
Figura 107. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 5 estaciones de la región 3 (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 5 estaciones de la región 3	320
Figura 108. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa de error promedio de los cuantiles de las estaciones de Albarellos, 1552 y 1645 (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de esas mismas 3 estaciones.	320
Figura 109. Diagrama de los L-momentos LCs – LCK de la región 4.....	321
Figura 110. Localización de la llanura de influencia de la Laguna de Antela junto a las cuencas de la región 4.....	322
Figura 111. (a) Cuantiles adimensionales región 4 y (b) Errores cuadráticos medios relativos RMSErel.....	324
Figura 112. Curva regional PE3 y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Región 4.....	324
Figura 113. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 3 estaciones de la región 4 (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 3 estaciones de la región 4	325
Figura 114. Diagrama de los L-momentos LCs – LCK de la región 5.....	326
Figura 115. (a) Cuantiles adimensionales región 5 y (b) Errores cuadráticos medios relativos RMSErel.....	328
Figura 116. Curva regional PE3 y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Región 5.....	328
Figura 117. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 4 estaciones de la región 5 (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 4 estaciones de la región 5	329
Figura 118. Comparativa de cuantiles PE3 regional frente a GEV local para la estación de aforos 1754	330
Figura 119. Comparativa de cuantiles PE3 regional frente a PE3 local para la estación de aforos 1754.....	330
Figura 120. Diagrama de los L-momentos LCs – LCK de la región 6.....	331

Figura 121. (a) Cuantiles adimensionales región 6 y (b) Errores cuadráticos medios relativos RMSErel.....	333
Figura 122. Curva regional PE3 y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Región 6.....	333
Figura 123. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 2 estaciones de la región 6. (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 2 estaciones de la región 6	334
Figura 124. Diagrama de los L-momentos LCs – LCK de la región 7.....	335
Figura 125. (a) Cuantiles adimensionales región 7 y (b) Errores cuadráticos medios relativos RMSErel.....	337
Figura 126. Curva regional PE3 y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Región 7.....	337
Figura 127. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 5 estaciones de la región 7 (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 5 estaciones de la región 7	338
Figura 128. Diagrama de los L-momentos LCs – LCK de la región 8.....	339
Figura 129. (a) Cuantiles adimensionales región 8 y (b) Errores cuadráticos medios relativos RMSErel.....	341
Figura 130. Curva regional PE3 y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Región 8.....	341
Figura 131. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 5 estaciones de la región 8 (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 5 estaciones de la región 8	342
Figura 132. Comparativa de cuantiles PE3/WAK regional frente a WAK local para la estación de aforos 1402	343
Figura 133. Diagrama de los L-momentos LCs – LCK de la región 9.....	344
Figura 134. (a) Cuantiles adimensionales región 9 y (b) Errores cuadráticos medios relativos RMSErel.....	346
Figura 135. Curva regional GNO y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Región 9	346
Figura 136. Diagrama de los L-momentos LCs – LCK de la subregión 9.1.....	347
Figura 137. (a) Cuantiles adimensionales subregión 9.1 y (b) Errores cuadráticos medios relativos RMSErel.....	349
Figura 138. Curva regional GNO y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Subregión 9.1	349
Figura 139. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 9 estaciones de la subregión 9.1 (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 9 estaciones de la subregión 9.1.....	350
Figura 140. Diagrama de los L-momentos LCs – LCK de la subregión 9.2.....	351
Figura 141. (a) Cuantiles adimensionales subregión 9.2 y (b) Errores cuadráticos medios relativos RMSErel.....	353
Figura 142. Curva regional GNO y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Subregión 9.2	353
Figura 143. Análisis regional vs local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 3 estaciones de la subregión 9.2. (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 3 estaciones de la subregión 9.2.....	354
Figura 144. Comparativa de cuantiles GNO regional frente a GNO local para la estación de aforos 1215 como parte de la subregión 9.2	355
Figura 145. Comparativa de cuantiles GNO regional frente a GNO local para la estación de aforos 1237 como parte de la subregión 9.2	355
Figura 146. Diagrama de los L-momentos LCs – LCK de la región 10.....	357
Figura 147. (a) Cuantiles adimensionales región 10 y (b) Errores cuadráticos medios relativos RMSErel.....	358
Figura 148. Curva regional PE3 y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Región 10	359
Figura 149. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 5 estaciones de la región 10 (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 5 estaciones de la región 10.....	360

Figura 150. Comparativa de cuantiles PE3 regional frente a GEV local para la estación de aforos 1106.....	361
Figura 151. Comparativa de cuantiles PE3 regional frente a PE3 local para la estación de aforos 1106.....	361
Figura 152. Diagrama de los L-momentos LCs – LCk de la región 11.....	362
Figura 153. (a) Cuantiles adimensionales región 11 y (b) Errores cuadráticos medios relativos RMSErel.....	364
Figura 154. Curva regional GNO y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Región 11.....	364
Figura 155. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 9 estaciones de la región 11 (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 9 estaciones de la región 11.....	365
Figura 156. (a) Cuantil derivado de la función GNO regional vs WAK local para la estación NB04. (b) Cuantil derivado de la función GNO regional vs GNO local para esa misma estación.	366
Figura 157. Diagrama de los L-momentos LCs – LCk de la región 12.....	367
Figura 158. (a) Cuantiles adimensionales región 12 y (b) Errores cuadráticos medios relativos RMSErel.....	369
Figura 159. Curva regional PE3 y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Región 12.....	369
Figura 160. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 7 estaciones de la región 12 (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 7 estaciones de la región 12.....	370

Símbolos y abreviaturas

A_c	Área de la cuenca de captación (km^2)
AD	Prueba de homogeneidad de Anderson-Darling
AED	Análisis exploratorio de datos
$AEMET$	Agencia Estatal de Meteorología de España
$ANOVA$	Análisis de varianza
Ap	Aportación anual promedio en el punto de desfogue de la cuenca ($\text{hm}^3/\text{año}$)
$CAUMAX$	Mapa de caudales máximos de la España Peninsular
CCA	Análisis de correlación canónica
$CEDEX$	Centro de Estudios y Experimentación de Obras Públicas de España
$CNIG$	Centro Nacional de Información Geográfica de España
D_c	Densidad de drenaje de la cuenca (km^{-1}) = L_{cauces} / A_c
D_i	Medida de discordancia de Hosking y Wallis para la estación i
e_i	Residuo del valor i respecto al ajuste de una función
ΔH	Rango de altura de la cuenca (m)
S_c	Pendiente media de la cuenca (%)
EMA	Algoritmo de momentos esperados
$ERHIN$	Programa de evaluación de recursos hídricos procedentes de la innivación
Esc	Escorrentía media anual promediada en el área de cuenca (mm)
$Evpp$	Evapotranspiración potencial anual promediada para el área de cuenca (mm)
$Evpr$	Evapotranspiración real anual promediada para el área de cuenca (mm)
$F(\cdot)$	Función acumulada de probabilidad
$f(\cdot)$	Función de densidad de probabilidad
GCM	Modelos climáticos globales
GEV	Distribución generalizada de valores extremos
GHW	Prueba de homogeneidad generalizada de Lilienthal, Fried y Schumann
GLO	Distribución de probabilidad logística generalizada
GNO	Distribución de probabilidad lognormal
GPA	Distribución de probabilidad generalizada Pareto
H	Altura media de la cuenca (m.s.n.m.)
H_0	Hipótesis nula
H_a	Hipótesis alternativa

H_l	Medida de heterogeneidad l ($l = 1, 2, 3$) de Hosking y Wallis
\bar{H}_l	Promedio de la medida heterogeneidad l ($l = 1, 2, 3$)
IDF	Curva intensidad-duración-frecuencia
IGN	Instituto Geográfico Nacional de España
k	Coefficiente de flujo máximo
$k_{observado}$	Valor del coeficiente de flujo máximo derivado de la relación lineal entre pares de registros caudal máximo medio diario anual-máximo instantáneo anual
LCK	L-coeficiente de curtosis
LCs	L-coeficiente de asimetría
LCv	Coefficiente de L-variación
\log	Logaritmo en base 10
L_{cauces}	Longitud total de cauces existentes en la cuenca (km)
$MAPAMA$	Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación de España
$MCMC$	Cadenas de Markov de Monte Carlo
MDA	Análisis multidiscriminante
$MITECO$	Ministerio para la Transición Ecológica de España
ML	Máxima verosimilitud
MOM	Momentos convencionales
P_0	Umbral de escorrentía promediado para el área de la cuenca (mm)
P_c	Perímetro de la cuenca (km)
PC	Componente principal
PCA	Análisis de componentes principales
$PE3$	Distribución de probabilidad Pearson tipo III
P_f	Parámetro de forma de la cuenca (km^{-1}) = P_c / A_c
P_{max}	Precipitación máxima diaria asociada a un periodo de retorno de 2.33 años, promediada para el área de cuenca (mm/día)
P_{med}	Precipitación media anual promediada para el área de cuenca (mm)
PWM	Momentos ponderados probabilísticamente
Q_{md}	Caudal máximo medio diario anual
Q_{mi}	Caudal máximo instantáneo anual
Q_T	Cuantil local asociado al periodo de retorno T (m^3/s)
q_T	Cuantil regional asociado al periodo de retorno T (adimensional)
\bar{r}	Coefficiente de correlación espacial media entre series de estaciones

R^2	Coefficiente de determinación de la regresión lineal entre 2 variables
$R^2_{ajustado}$	Coefficiente de correlación de las regresiones lineales multivariantes
Rec	Recarga anual promedio de los acuíferos de la cuenca (mm)
$RMSE_{rel}$	Error cuadrático medio relativo
ROI	Región de influencia
RSE	Método de estimación regional de asimetría
S_c	Pendiente media de la cuenca (%)
T	Periodo de retorno (años)
τ_5	Ratio de orden 5 de los L-momentos
$TCEV$	Distribución de probabilidad de valores extremos de 2 componentes
$TL\text{-}momentos$	Trimmed L-momentos
T_{max}	Temperatura media anual máxima de la cuenca (°C)
T_{med}	Temperatura media anual promediada para el área de cuenca (°C)
T_{min}	Temperatura media anual mínima de la cuenca (°C)
UTM_x	Coordenada x UTM 30 del centroide de la cuenca (m). Elipsoide ETRS89
UTM_y	Coordenada y UTM 30 del centroide de la cuenca (m). Elipsoide ETRS89
V	Volumen del embalse (hm ³)
WAK	Distribución de probabilidad de Wakeby
Z^{DIST}	Prueba de bondad de ajuste de distribuciones de Hosking y Wallis
α	Nivel de significancia estadística
ΔLC_v	Rango de variación del coeficiente de L-variación
ΔLC_s	Rango de variación del L-coeficiente de asimetría
ΔLC_k	Rango de variación del L-coeficiente de curtosis
μ_i	Índice de avenida de la estación de aforos i
v	Componente aleatoria de los modelos de regresión
σ^2	Varianza de una función de densidad de probabilidad
θ_1	Parámetro de localización de las funciones de distribución de 3 parámetros
θ_2	Parámetro de escada de las funciones de distribución de 3 parámetros
θ_3	Parámetro de forma de las funciones de distribución de 3 parámetros

Capítulo 1. Estado del conocimiento

1.1 Introducción

Los ríos y cursos fluviales son elementos dinámicos cuya evolución permanente conduce entre otras cosas a la aparición de eventos excepcionales de caudal extremo (comúnmente denominados como avenidas), cuyos mecanismos de generación presentan una enorme complejidad derivada de la interacción de un gran número de procesos.

Dicha complejidad impide estimar con suficiente precisión la cuantía y el momento de ocurrencia de las avenidas bajo un enfoque determinístico, no sólo debido a la limitación impuesta por el insuficiente conocimiento de las leyes exactas que gobiernan los sistemas climáticos e hidrológicos, sino también por la acusada no-linealidad presente en estos sistemas responsable de que su evolución temporal resulte impredecible a largo plazo (Lorenz, 1984).

Es por ello que, con el paso del tiempo, el análisis y estimación de las avenidas se haya visto cada vez más sustentado en la teoría de la probabilidad (Yevjevich V., 1972; Koutsoyiannis, 2008), siendo ésta considerada como el paradigma más adecuado para cuantificar y combinar las incertidumbres asociadas a la dinámica de procesos (Lindley, 2000).

Históricamente, el origen de la estadística de valores extremos se remonta al menos al siglo XIX, existiendo una importante cantidad de referencias literarias en las que se plantea el problema de la distribución de los valores máximos y mínimos en una población estadística (Castillo, 1988). En el ámbito del análisis estadístico de las avenidas destaca la precursora ecuación publicada por Fuller (1914), mediante la cual se relacionaba el área de cuenca con los caudales punta asociados a un determinado periodo de retorno bajo la siguiente expresión (1.1):

$$Q_T = CA^{0.8}[1 + 0.8 \log_{10}(T)](1 + 2.66A^{-0.3}) \quad (1.1)$$

donde:

Q_T = Caudal punta, en pies cúbicos por segundo, para un intervalo medio de recurrencia de “ T ” años

C = Coeficiente de valor condicionado a la región en estudio

A = Área de captación en millas cuadradas

Tras la publicación de este estudio surgió una fructífera discusión sobre la posible función de distribución de frecuencias subyacente al fenómeno de las avenidas, función bajo la cual los caudales máximos registrados son considerados como una muestra aleatoria de una población estadística más general. Tal discusión fue en gran parte impulsada por los argumentos esgrimidos por Hazen (1914) en contra de la hipótesis de normalidad de la función de densidad asociada a la ocurrencia de avenidas, ya que las series de máximos anuales, hasta

entonces analizadas, tendían a presentarse sobre una recta en el papel de probabilidad logarítmico que dicho autor había propuesto para ilustrar la posición de graficación bajo la cual se evalúa la probabilidad de excedencia de los registros de máximos anuales mediante la siguiente expresión:

$$P(X \leq x_m) = \frac{m - b}{n + 1 - 2b} \quad (1.2)$$

donde:

n = Número total de registros de la serie de caudales máximos analizada

m = Posición de un determinado registro de caudal una vez ordenados los n valores de menor a mayor

x_m = Símbolo asociado al m -ésimo valor de caudal de la lista de registros ordenados

b = Parámetro variable según el autor considerado (0.5 según Hazen)

Esta tendencia lineal esbozada por los logaritmos de los caudales máximos registrados en un apreciable número de puntos de aforo condujo a Hazen a plantear la distribución log-normal como función más adecuada para representar la distribución de frecuencia de las avenidas, función bajo la cual es el logaritmo de la variable “caudal” el que sigue una distribución normal. No obstante, el mismo Hazen revisó más tarde su anterior apreciación al encontrar series de datos que se posicionaban sobre líneas curvas en el papel de probabilidad logarítmico, sugiriendo la posibilidad de utilizar funciones de distribución de tres parámetros que incluyeran la evaluación del coeficiente de asimetría (Hazen, 1921). Fue bajo este contexto cómo Foster (1924) sugirió el uso de la función de distribución Pearson tipo III, predecesora de la función log-Pearson tipo III que la administración *Water Resources Council* de los Estados Unidos de América adoptaría décadas después para el análisis y estimación de las avenidas (WRC, 1967).

Como complemento a las anteriores aportaciones de principios del siglo XX, a finales de los años 20 se publicaba la deducción matemática de tres nuevas familias paramétricas de distribución de probabilidad límite que, siendo compatibles con el estudio de valores extremos, resultaban matemáticamente no degeneradas (Fisher and Tippett, 1928). Estas tres familias de distribuciones, denominadas como formas de Frechet, Weibull y Gumbel, serían posteriormente aglutinadas por Mises (1936) en una única expresión analítica (1.3) conocida bajo el nombre de *Forma de Von Mises* o *Distribución de Valores Extremos Generalizada* (GEV por sus siglas en inglés *Generalized Extreme Value*):

$$F(x; \theta_1, \theta_2, \theta_3) = \begin{cases} \exp \left[- \left(1 + \theta_3 \frac{x - \theta_1}{\theta_2} \right)^{-\frac{1}{\theta_3}} \right] & \theta_3 \neq 0 \\ \exp \left[- \exp \left(- \frac{x - \theta_1}{\theta_2} \right) \right] & \theta_3 = 0 \end{cases} \quad (1.3)$$

donde:

$F(x; \cdot)$ = Probabilidad de que el valor “x” de la variable en estudio no se vea excedido.

$\theta_1, \theta_2, \theta_3$ = Parámetros de localización, escala y forma, respectivamente.

Trabajos realizados posteriormente por diferentes autores ayudaron a asentar las bases de estudio de la distribución de valores extremos (Rice, 1939; Gnedenko, 1943), cuyos principales resultados fueron culminados con la publicación del libro “Statistics of extremes” (Gumbel, 1958) y la divulgación del método de regionalización del índice de avenida (Dalrymple, 1960).

No faltaron sin embargo voces críticas que pusieran en duda la conveniencia de aplicar este tipo de metodologías y distribuciones teóricas propuestas, tal y como fue el caso de Benson (1962a), autor que sugirió la posibilidad de utilizar un procedimiento alternativo basado en los siguientes pasos (Benson, 1962b; Benson, 1962c; Benson, 1964):

- (i) Graficar los datos observados en base a su posición de graficación en el papel de probabilidad logarítmico.
- (ii) Ajustar una curva específica a dichas posiciones.
- (iii) A partir de la curva ajustada en el paso (ii) anterior, obtener los caudales máximos asociados a los periodos de retorno de interés sin llegar a extrapolar la curva mucho más allá que el mismo número de años que presenta el periodo de registros.
- (iv) Correlacionar dichos caudales máximos con las principales características de las cuencas, a fin de obtener unas expresiones regresivas susceptibles de ser aplicadas a escala regional.

A partir de todo este germen de conocimiento, la teoría de valores extremos aplicada a la ocurrencia de las avenidas experimentó un veloz desarrollo durante las siguientes cuatro décadas del siglo XX, aportándose una infinidad de contribuciones asociadas al análisis multivariable (S. Yue *et al.*, 1999), el análisis regional de frecuencias (Hosking and Wallis, 1997), la aplicación de técnicas bayesianas (Coles and Powell, 1996), los modelos regresivos (Dobson and Barnett, 2001) y la simulación estocástica de precipitaciones sobre modelos lluvia-escorrentía (Srikanthan and McMahon, 2001; Boughton and Droop, 2003).

La herencia dejada por todas estas contribuciones, acompañada del cada vez mayor potencial de cálculo de los ordenadores, ha permitido llevar a cabo un amplio desarrollo de la hidrología de valores extremos durante las casi dos décadas que han pasado del siglo XXI, cuyos principales logros se incluyen en los siguientes apartados.

El presente capítulo del estado del conocimiento se estructura en 5 apartados. Tras la introducción realizada en este primer apartado, se describen los principales enfoques utilizados para llevar a cabo la estimación de la frecuencia de las avenidas (apartado 1.2). A continuación se profundiza en el concepto de la incertidumbre asociada a dichas estimaciones (apartado 1.3), describiéndose seguidamente las principales técnicas y procedimientos utilizados para reducir tal incertidumbre (apartado 1.4). Por último, se incluye una descripción aclaratoria del concepto del periodo de retorno, el riesgo y la fiabilidad (apartado 1.5).

1.2 Métodos de análisis y estimación de avenidas

La metodología a aplicar para analizar las avenidas que pueden presentarse en el punto de desfogue de una cuenca hidrográfica depende fundamentalmente de la información hidrológica de partida con la que se cuenta, la cual puede comprender todos o alguno de los siguientes conceptos:

- Registros de los niveles de agua alcanzados en una estación de aforos localizada en el punto de desfogue en estudio, a partir de los cuales se infieren los correspondientes caudales en base a una *curva de gasto* $Q = f(H)$ ajustada a los registros de caudal-nivel obtenidos durante campañas de aforo específicas. Según Lushcheva (1972), tal ajuste puede considerarse fiable cuando el rango de caudal-nivel aforado abarca el 80% o más del rango de variación de niveles alcanzado durante el periodo de observaciones, de forma que la zona extrapolada de la *curva de gasto* sólo represente un 20% de la variación general de niveles.
- Registros de los caudales evacuados por un embalse ($Caudal_{evacuado}$) y su volumen almacenado (V), datos a partir de los cuales se infieren los caudales de entrada al embalse ($Caudal_{entrada}$) mediante un balance de masas en el que se evalúa el incremento de volumen (ΔV) que se registra en dicho embalse para un determinado tiempo t en base a la siguiente ecuación (1.4):

$$Caudal_{entrada} - Caudal_{evacuado} = \Delta V/t \quad (1.4)$$

- Registros de la precipitación, temperatura y demás variables climáticas potencialmente medibles mediante las estaciones meteorológicas o los dispositivos de teledetección tipo radar o satélite.
- Mantos de nieve acumulados a lo largo del año por la cuenca receptora, medidos mediante instrumentación en campo tipo pértiga o con técnicas de teledetección.
- Nivel de las masas de agua superficiales y los acuíferos subyacentes a las cuencas.
- Tipología y usos del suelo derivados de estudios geológicos, geotécnicos y edafológicos.
- Características fisiográficas proporcionadas por la cartografía existente.

De este modo, allá donde existan registros relativamente extensos del caudal que atraviesa una determinada sección de un curso fluvial, podrá utilizarse dicha información para analizar el comportamiento de las avenidas que se dan en ese punto y, en base a ello, intentar predecir la magnitud y probabilidad de ocurrencia de futuras avenidas y su riesgo asociado (Kite, 1988).

Si por el contrario no existe una muestra de caudal suficiente pero sí se cuenta con una extensa serie de registros de las variables meteorológicas asociadas a la hidrología de la zona en estudio, podrá explorarse la posibilidad de desarrollar un modelo hidrológico basado en tales registros y en las características fisiográficas y edafológicas de la cuenca en cuestión, a fin de poder analizar las avenidas de una forma indirecta (CNEGP,

1997a). No obstante, la compleja interacción de las diferentes variables involucradas en los procesos de generación de avenidas requiere que este tipo de modelos sean calibrados y validados mediante hidrogramas históricos de crecidas, de modo que la fiabilidad de dichos modelos queda en última instancia también supeditada a la existencia de información hidrométrica suficientemente representativa.

Es así que el problema asociado a la escasez de registros de caudal suponga uno de los principales retos de la hidrología de valores extremos (Salinas *et al.*, 2013), habiéndose invertido por ello numerosos esfuerzos en desarrollar técnicas de regionalización mediante las cuales poder inferir el comportamiento de las avenidas sobre cuencas no aforadas o con pocos registros.

Dichas técnicas de regionalización se describen más adelante en este capítulo (apartado 1.4.3.), presentándose a continuación las bases conceptuales de los principales métodos de análisis y estimación de avenidas.

1.2.1 Métodos estadísticos

En aquellas estaciones de aforo en las que existen series de registros de caudal relativamente extensas, a una escala de medición al menos diaria, resulta factible llevar a cabo un análisis de frecuencia de avenidas mediante el cual describir la probabilidad de ocurrencia de cada uno de los eventos que componen el posible rango de valores extremos que puede atravesar la estación.

Una de las principales hipótesis en las que se basa este enfoque de análisis se refiere a la independencia de las avenidas observadas que se utilizan para construir el modelo de frecuencias, condición necesaria para poder considerar éstas como una muestra estadística de una población general modelizada mediante una función de distribución de frecuencias (Naghetini, 2017). En caso de que esta hipótesis no se vea cumplida habrán de aplicarse entonces otro tipo de técnicas relacionadas con la teoría de las series de tiempo, teoría sobre la cual existe una amplia literatura publicada (Machiwal and Jha, 2012).

En este sentido, puesto que la hipótesis de independencia se ve generalmente cumplida en el caso de las avenidas máximas anuales (series constituidas por el mayor evento de cada uno de los años hidrológicos registrados), la aplicación del análisis de frecuencia a esta tipología de series ha gozado de una amplia aceptación y uso a lo largo de la historia de la hidrología de valores extremos, tomando como variable concreta de análisis el caudal máximo instantáneo anual, el caudal máximo medio diario anual, o incluso el volumen anual máximo acumulado en n -días de avenida (Lamontagne *et al.*, 2012).

No obstante, si bien el hecho de que cada año de registros contribuya con un sólo evento a la serie resulta beneficioso para el cumplimiento de la hipótesis de independencia, ello limita a su vez la capacidad representativa de la muestra seleccionada al excluirse del análisis ciertos eventos que, pese a presentar una magnitud relevante, no corresponden al valor máximo de ningún año en cuestión (J. Stedinger, Vogel and Foufoula-Georgiou, 1993). Así por ejemplo, la aplicación de este tipo de series de máximos anuales conduce a que el segundo evento más alto de un determinado año quede excluido de la muestra de análisis, a pesar de que pueda darse la situación de que dicho evento resulte más elevado que los valores máximos de otros años.

Con objeto de paliar esta limitación, numerosos trabajos se han apoyado en una alternativa de selección de muestras basada en las series de duración parcial (ver referencias incluidas en Guru, 2016), alternativa bajo la cual las series quedan constituidas por todos aquellos eventos que presentan un valor superior al de un umbral previamente definido, modelizando la distribución de frecuencia de eventos extremos mediante dos elementos diferenciados:

- i. Un primer elemento asociado a la ocurrencia de que se supere el umbral previamente definido, aspecto potencialmente a modelizar mediante una función de Poisson (Kjeldsen, Lundorf and Rosbjerg, 2000) o una distribución binomial (Lang *et al.*, 1997) .
- ii. Y un segundo elemento correspondiente al análisis de la probabilidad de excedencia de los caudales extremos que presentan un valor superior al del umbral predefinido, probabilidad habitualmente modelizada mediante la función de distribución Pareto Generalizada (Coles, 2001).

No obstante esta alternativa de selección de muestras presenta sus propios inconvenientes, tanto relativos a la arbitrariedad inherente a la definición del umbral de filtrado (Beguería, 2005; Pham, Shamseldin and Melville, 2014) como a la dificultad de poder asegurar que todos los eventos que quedan por encima de dicho umbral resultan estadísticamente independientes (Coles, Heffernan and Tawn, 1999).

Desde un punto de vista comparativo, existen diferentes trabajos mediante los cuales se ha contrastado la fiabilidad de las estimaciones proporcionadas por las series de máximos anuales frente a las derivadas de las series de duración parcial (Langbein, 1949; Cunnane, 1973; Madsen, F. Rasmussen and Rosbjerg, 1997; Martins and Stedinger, 2001; Bezak, Brilly and Šraj, 2014; Karim, Hasan and Marvanek, 2017), no habiéndose obtenido sin embargo conclusiones absolutas que permitan decantarse desde una perspectiva generalizada por una de las dos alternativas.

Sí existe un cierto consenso a la hora de priorizar la aplicación de las series de duración parcial cuando el estudio de avenidas se limita a caudales de modesta cuantía asociados a probabilidades de excedencia elevadas (WRC, 2018), y/o el proceso de ocurrencia de avenidas puede ser modelado con suficiente precisión bajo una función de distribución de no más de dos parámetros (WMO-No.168, 2009). Tal y como apuntan las anteriores dos guías referenciadas, dicha priorización pierde sentido cuando se pretenden analizar eventos extremos de elevada cuantía que como promedio aparecen sólo una vez cada varias décadas, siglos o milenios, así como cuando se alza necesario modelizar la ocurrencia de dichos eventos con funciones de más de dos parámetros que aporten una mayor flexibilidad al análisis. Esto se debe a que la mayor parte de la información que adicionalmente aportan las series de duración parcial no dice mucho sobre el riesgo asociado a los grandes eventos extremos, a menos que el modelo matemático utilizado sea lo suficientemente rígido.

En cualquier caso es importante subrayar que conceptualmente ambas alternativas de constitución de series comparten una misma esencia metodológica, consistente en ajustar una función de distribución de frecuencias a una determinada serie de datos observados.

1.2.1.1 Funciones de distribución de frecuencias

Análisis de frecuencia univariable

Una función de distribución de frecuencias es una función matemática bajo la cual se relacionan los posibles valores que puede tomar una variable aleatoria X asociada a una cierta población estadística con la proporción de individuos de dicha población que presentan valores menores o iguales al valor considerado. A través de dicha función se representa la frecuencia con la que se da un suceso determinado, en el sentido probabilístico indicado por la siguiente expresión (1.5):

$$F_X(x) = \text{Prob}[X \leq x] \quad (1.5)$$

donde:

$F_X(\cdot)$ = Función de distribución de probabilidad acumulada o distribución de frecuencias de la variable X

$\text{Prob}[X \leq x]$ = Probabilidad de que se dé el suceso relativo a que el valor “ x ” no se vea excedido

Actualmente existe una gran cantidad de funciones teóricas de distribución ampliamente documentadas en la literatura (ver WMO-No.168, 2009 y referencias incluidas ahí), cuya expresión analítica depende de un conjunto de parámetros matemáticos susceptibles de ser ajustados para que el histograma de frecuencias de la serie de datos observados quede representado por la función en cuestión. En este sentido es importante subrayar que, pese a los importantes esfuerzos realizados durante décadas de investigación, ninguna de esas posibles funciones de distribución ha podido ser declarada superior a las demás, encontrándose el acierto de aplicar cada una de ellas condicionado a cada caso en estudio (Rao and Hamed, 2000).

Así por ejemplo, la frecuencia de los distintos valores de caudal medio anual que pueden darse en un punto de aforo resulta aceptable de ser modelizada bajo la función de distribución normal, lo cual no ocurre sin embargo con los caudales máximos anuales o aquéllos que exceden un determinado umbral al soler presentar éstos un histograma de frecuencias claramente asimétrico que no es posible modelizar bajo la hipótesis de normalidad. Para estos últimos casos existe un gran número de funciones de distribución de dos y más parámetros mediante las cuales se puede llegar a representar dicha asimetría, si bien son numerosas las investigaciones que han dejado constancia de la menor capacidad que presentan las funciones de dos parámetros, frente a las de más de dos, para representar adecuadamente la asimetría mostrada por las series muestrales de caudal extremo (ver Hosking and Wallis, 1997 y referencias incluidas ahí).

En cualquier caso, resulta importante subrayar que las distintas funciones de distribución existentes pueden llegar a presentar importantes diferencias en la cola de la distribución correspondiente con los grandes caudales asociados a las probabilidades de excedencia baja (aun cuando se ajustan de modo similar a los registros de partida), aspecto que históricamente llevó a ciertos autores a cuestionar la utilidad de aplicar tales funciones teóricas para estimar la frecuencia de las grandes avenidas (Benson, 1962a).

No obstante, actualmente existe un amplio consenso en la comunidad hidrológica en relación al uso de las funciones teóricas de distribución de frecuencia, ya que éstas presentan las siguientes ventajas (WMO-No.168, 2009):

- i. Muestran una suave y consistente interpretación de la distribución de los registros.
- ii. Proporcionan una representación compacta y fácil de utilizar de los registros de partida.
- iii. Aportan la posibilidad de estimar la probabilidad de ocurrencia de grandes eventos históricamente no registrados bajo una extrapolación basada en expresiones matemáticas ampliamente aceptadas, en vez de utilizar distribuciones empíricas excesivamente condicionadas a los datos observados.

En la **Figura 1** se presentan las funciones de densidad de probabilidad $f_X(x)$ comúnmente más utilizadas en el campo de la hidrología de extremos (WMO-No.168, 2009), funciones a partir de las cuales se pueden obtener las distribuciones de frecuencias $F_X(x)$ en base a la expresión $F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(x) dx$. Esta amplia gama de distribuciones evidencia el dilema asociado a identificar la función que resulta más adecuada para modelizar la frecuencia de ocurrencia de los caudales extremos en una determinada estación de aforos, elección que dependerá del objetivo específico que se esté persiguiendo por cada estudio en particular.

En términos generales, si bien es importante que la función de distribución ajustada a los datos observados describa con suficiente precisión el histograma de frecuencia de éstos, resultará también deseable que la función en cuestión proporcione una estimación lo más precisa posible de la frecuencia promedio con la que se supera un determinado valor de caudal que todavía no ha sido registrado. A la primera de estas cualidades se la conoce como capacidad descriptiva de la función de distribución de frecuencias (cuyo análisis se presenta en el apartado 1.2.1.3 del presente capítulo), mientras que a la segunda se le denomina como capacidad predictiva de la función (ver apartado 1.2.1.4).

Aquellas funciones que en cada caso muestren un compromiso aceptable entre ambas cualidades proporcionarán una estructura razonable para modelizar la frecuencia de los eventos extremos en estudio (Álvarez, Mediero and García Montañés, 2014), aportándose así una estimación útil de la probabilidad de excedencia de los distintos valores que puede tomar la variable analizada, valores conocidos como *cuantiles*. En este sentido se ha de tener en cuenta que, a priori, cuantos más parámetros contenga una función de distribución mayor capacidad descriptiva tendrá, si bien su mayor potencial de adaptación a la muestra observada generalmente conducirá a una merma apreciable de su capacidad predictiva.

Es por ello que las funciones de dos parámetros suelen arrojar un rango de incertidumbre relativamente contenido sobre la estimación de los cuantiles de baja probabilidad de excedencia, si bien su limitada capacidad descriptiva puede conducir a sesgos relevantes en dicha estimación (Ferrer, 1996; Hosking and Wallis, 1997).

Distribution	Probability density function and/or cumulative distribution function	Range	Moments
Normal	$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_x^2}} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x - \mu_x}{\sigma_x} \right)^2 \right]$	$-\infty < x < \infty$	μ_X and σ_X^2 , $\gamma_X = 0$
Log-normal ^a	$f_X(x) = \frac{1}{x\sqrt{2\pi\sigma_y^2}} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln(x) - \mu_y}{\sigma_y} \right)^2 \right]$	$0 < x$	$\mu_X = \exp [\mu_y + \sigma_y^2/2]$ $\sigma_X^2 = \mu_X^2 (\exp [\sigma_y^2] - 1)$ $\gamma_X = 3CV_X^2 + CV_X^3$
Pearson type III	$f_X(x) = \beta [\beta(x - \xi)]^{\beta-1} \exp [-\beta(x - \xi)] / \Gamma(\alpha)$ (for $0 < \beta$ and $\xi = 0$; $\gamma_X = 2 (CV_X)$)	$0 < \alpha$ for $0 < \beta$; $\xi < x$ for $\beta < 0$; $x < \xi$	$\mu_X = \xi + \alpha/\beta$; $\sigma_X^2 = \alpha/\beta^2$ and $\gamma_X = 2/\sqrt{\alpha}$ and $\gamma_X = -2/\sqrt{\alpha}$
Log-Pearson type III	$f_X(x) = \beta [\beta(\ln(x) - \xi)]^{\beta-1} \exp [-\beta(\ln(x) - \xi)] / x\Gamma(\alpha)$ for $\beta < 0$, $0 < x < \exp(\xi)$; for $0 < \beta$, $\exp(\xi) < x < \infty$	See Stedinger and others (1993).	
Exponential	$f_X(x) = \beta \exp [-\beta(x - \xi)]$ $F_X(x) = 1 - \exp [-\beta(x - \xi)]$	$\xi < x$ for $0 < \beta$	$\mu_X = \xi + 1/\beta$; $\sigma_X^2 = 1/\beta^2$ $\gamma_X = 2$
Gumbel	$f_X(x) = (1/\alpha) \exp [-(x - \xi)/\alpha - \exp [-(x - \xi)/\alpha]]$ $F_X(x) = \exp [-\exp [-(x - \xi)/\alpha]]$	$-\infty < x < \infty$	$\mu_X = \xi + 0.5772 \alpha$ $\sigma_X^2 = \pi^2 \alpha^2/6 = 1.6449 \alpha^2$ $\gamma_X = 1.1396$
Generalized extreme value	$f_X(x) = \exp \{ -[1 - \kappa(x - \xi)/\alpha]^{1/\kappa} \}$ when $0 < \kappa$; $x < (\xi + \alpha/\kappa)$; $\kappa < 0$, $(\xi + \alpha/\kappa) < x$	$(\sigma_X^2 \text{ exists for } -0.5 < \kappa)$	$\mu_X = \xi + (\alpha/\kappa) [1 - \Gamma(1 + \kappa)]$ $\sigma_X^2 = (\alpha/\kappa)^2 [\Gamma(1 + 2\kappa) - (\Gamma(1 + \kappa))^2]$
Weibull	$f_X(x) = (k/\alpha) (x/\alpha)^{k-1} \exp [-(x/\alpha)^k]$ $F_X(x) = 1 - \exp [-(x/\alpha)^k]$	$0 < x$; $0 < k$, α	$\mu_X = \alpha \Gamma(1 + 1/k)$ $\sigma_X^2 = \alpha^2 \{\Gamma(1 + 2/k) - [\Gamma(1 + 1/k)]^2\}$
Generalized logistic	$y = [1 - \kappa(x - \xi)/\alpha]^{1/\kappa}$ for $\kappa \neq 0$ $f_X(x) = (1/\alpha) [y^{1-\kappa}/(1 + y)]^2$ $F_X(x) = 1/[1 + y]$	$y = \exp [-(x - \xi)/\alpha]$ for $\kappa = 0$ for $\kappa < 0$, $\xi + \alpha/\kappa \leq x < \infty$ for $0 < \kappa$, $-\infty < x \leq \xi + \alpha/\kappa$	$\mu_X = \xi + \alpha/[1/\kappa - \pi/\sin(\kappa\pi)]$ See Ahmad and others (1998) for σ_X^2 .
Generalized Pareto	$f_X(x) = (1/\alpha) [1 - \kappa(x - \xi)/\alpha]^{1/\kappa-1}$ $F_X(x) = 1 - [1 - \kappa(x - \xi)/\alpha]^{1/\kappa}$	for $\kappa < 0$, $\xi \leq x < \infty$ for $0 < \kappa$, $\xi \leq x \leq \xi + \alpha/\kappa$ (γ_X exists for $\kappa > -0.33$)	$\mu_X = \xi + \alpha/(1 + \kappa)$ $\sigma_X^2 = \alpha^2/[(1 + \kappa)^2(1 + 2\kappa)]$ $\gamma_X = 2(1 - \kappa)(1 + 2\kappa)^{1/2}/(1 + 3\kappa)$
Halphen	$f_X(x) = \frac{1}{2m^2 K_v(2\alpha)} x^{v-1} \exp \left[-\alpha \left(\frac{x}{m} + \frac{m}{x} \right) \right]$	for $x > 0$; $m > 0$; $\alpha > 0$; $-\infty < \alpha < \infty^b$	
Type A	$f_X(x) = \frac{2}{m^{2v} \text{ef}_v(\alpha)} x^{2v-1} \exp \left[-\left(\frac{x}{m} \right)^2 + \alpha \left(\frac{x}{m} \right) \right]$	for $x > 0$; $m > 0$; $v > 0$; $-\infty < \alpha < \infty^c$	See Marlat (1956).
Type B-1	$f_X(x) = \frac{2m^{2v}}{\text{ef}_v(\alpha)} x^{-2v-1} \exp \left[-\left(\frac{m}{x} \right)^2 + \alpha \left(\frac{m}{x} \right) \right]$	for $x > 0$; $m > 0$; $v > 0$; $-\infty < \alpha < \infty^c$	

^aHere $Y = \ln(X)$. A three-parameter log-normal distribution with $Y = \ln(X - \xi)$ is also commonly used.

^b K_v = modified Bessel function, second kind.

^c $\text{ef}_v(\alpha)$ = exponential factorial function.

Figura 1. Funciones de densidad de probabilidad comúnmente utilizadas (Fuente: WMO-No.168, 2009)

Expansión del análisis de frecuencia al caso multivariable

Más allá del análisis de frecuencia aplicado al estudio de una única variable existe todo un marco teórico asociado al análisis multivariable, bajo el cual es posible evaluar la probabilidad de ocurrencia conjunta de diferentes variables aleatorias. Basándose en la teoría de las funciones de distribución marginales y su estructura de interdependencia o cópula (Sklar, 1959), la aplicación del análisis multivariable al campo de la hidrología de eventos extremos ha ido creciendo progresivamente con el fin de intentar caracterizar de una forma conjunta diferentes variables aleatorias que muestran cierta correlación entre sí, tales como el caudal punta, el volumen y la duración de una avenida (Yue *et al.*, 1999), la intensidad y duración de las tormentas (De Michele and Salvadori, 2003) o la intensidad y extensión de las superficies inundables (Ghizzoni, Roth and Rudari, 2010).

En su contexto bivariable, la función de distribución conjunta acumulada de dos variables X e Y se describe mediante la siguiente expresión (1.6), bajo la cual se derivan las curvas de isoprobabilidad de no-excedencia vinculadas a diferentes pares de valores (x, y) . Estas curvas de isoprobabilidad se transforman en superficies e hipersuperficies en caso de que la distribución conjunta sea trivariable o multivariable respectivamente, pudiéndose cuantificar mediante ellas la probabilidad de no exceder un determinado conjunto de valores respectivamente asociados a las diferentes variables analizadas (Salvadori and De Michele, 2011).

$$F_{XY}(x, y) = C (F_X(x), F_Y(y)) \quad x, y \in \Re \quad (1.6)$$

donde:

$F_X(\cdot)$ = Función de distribución marginal de probabilidad acumulada de la variable aleatoria X

$F_Y(\cdot)$ = Función de distribución marginal de probabilidad acumulada de la variable aleatoria Y

$C: [0,1]^2 \rightarrow [0,1]$ = Función cópula de interdependencia entre las variables aleatorias X e Y

Actualmente y de forma complementaria a las funciones teóricas de distribución, existe una amplia gama de cópulas teóricas mediante las cuales se puede modelizar la dependencia estadística entre variables aleatorias, marco teórico bajo el cual es posible analizar la distribución de frecuencia conjunta de un grupo de variables mediante el adecuado ajuste de los parámetros de la cópula y las distribuciones marginales en base a los datos de partida (Chebana, 2013).

A modo ilustrativo, en la **Figura 2** se muestra la función de densidad y la distribución acumulada conjunta de un modelo logístico Gumbel bivariado (Gumbel and Mustafi, 1967), figura extraída del trabajo desarrollado por Serinaldi (2013) en el que se evalúa la importante incertidumbre arrojada por los modelos multivariados y las consecuencias derivadas de ello, que hacen que los resultados usualmente proporcionados por el ámbito académico deban de ser utilizados con precaución en las aplicaciones prácticas (Serinaldi, 2013, p.6544).

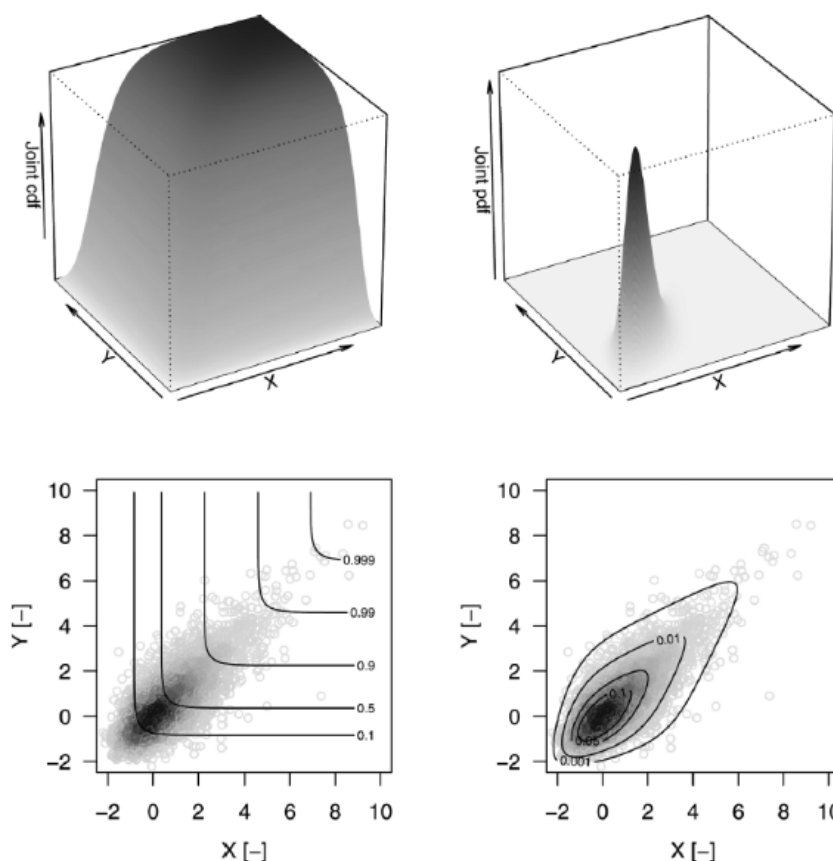


Figura 2. Función de densidad (pdf) y distribución acumulada (cdf) bivariable del modelo logístico Gumbel
(Fuente: Serinaldi, 2013)

1.2.1.2 Características requeridas por las muestras de partida

Independientemente de que el análisis de frecuencia se limite a una única variable o llegue a abarcar la evaluación conjunta de diversas variables, las series de datos partida habrán de cumplir con los siguientes criterios a fin de que los resultados del análisis resulten consistentes y fiables (WMO-No.168, 2009):

- *Aleatoriedad*

En un contexto hidrológico, una serie se caracteriza como aleatoria cuando las fluctuaciones presentes en la variable analizada se deben exclusivamente a causas naturales. De esta manera, aquellos registros de caudal que por ejemplo se encuentren alterados por la operación de un embalse no podrán ser considerados como aleatorios, a menos que se elimine previamente el efecto de la regulación existente.

- *Independencia*

La presencia de esta característica implica que ninguna observación de la serie de datos de partida presente una influencia relevante sobre observaciones posteriores. Este criterio estadístico evalúa un concepto diferente al de aleatoriedad, ya que incluso en una serie en la que los eventos se deban íntegramente a causas naturales, éstos podrían no ser independientes. En este sentido, la dependencia se encuentra fuertemente condicionada al intervalo de tiempo entre los elementos sucesivos de la serie,

existiendo por lo general fuertes dependencias entre variables diarias sucesivas (tales como el caudal o la precipitación diaria) y generalmente débiles entre valores máximos anuales.

- *Homogeneidad*

El concepto de homogeneidad es aquél que hace referencia a que todos los elementos de la serie de datos provengan de una misma población estadística. Esta definición supone una aproximación idealizada de la realidad, ya que raramente las muestras hidrológicas provendrán de material estrictamente homogéneo (Elderton, 1953). Tal y como se describe en el apartado 1.4.4 del presente capítulo, existen numerosos trabajos en los que se ha explorado la posibilidad de subdividir las series de registros según la tipología del evento meteorológico que las origina, a fin de conseguir una mayor homogeneidad bajo la cual mejorar el ajuste de las distribuciones de frecuencia.

- *Estacionariedad*

Existe un cuarto condicionante relativo al criterio de estacionariedad, bajo el cual se entiende que una serie de datos resulta invariable respecto al tiempo una vez excluidas las fluctuaciones aleatorias. El cumplimiento de este criterio puede llegar a ser quebrantado por series temporales relativamente extensas en las que pudieran resultar apreciables los efectos de la deforestación o los cambios en el uso del suelo, los ciclos climáticos de baja frecuencia o el propio cambio climático. Debido a ello, desde hace años se viene investigando la posibilidad de ampliar las metodologías clásicas del análisis de frecuencia mediante la incorporación de covariables con las que reflejar la no-estacionariedad de los procesos, materia cuyo estado del conocimiento se desarrolla en el apartado 1.2.3 del presente capítulo.

Actualmente existen numerosos test estadísticos mediante los cuales se pueden analizar los criterios de aleatoriedad, independencia, homogeneidad y estacionariedad de las muestras hidrológicas (Helsel and Hirsch, 1992; WMO/TD- No. 1013, 2000; WMO-No.168, 2009; WRC, 2018), distinguiéndose las pruebas paramétricas dependientes de funciones de probabilidad frente a las no-paramétricas libres de tales funciones.

De este modo y debido a la extensa variedad de pruebas con las que se cuenta, las recomendaciones incluidas en las guías hidrológicas de referencia mundial sugieren la aplicación de más de un test estadístico para cada uno de los criterios a evaluar (WMO/TD- No. 1013, 2000; WCDMP- No. 72, 2009; WMO-No.168, 2009), ya que la presencia de apreciables significancias en diferentes pruebas permitirá obtener fuertes evidencias sobre las hipótesis contrastadas, mientras que si sólo se evalúa una de estas pruebas las evidencias obtenidas resultarán débiles aun dándose altas significancias en la prueba analizada.

Desde hace años se cuenta con paquetes informáticos mediante los cuales se puede evaluar una considerable variedad de test estadísticos con los que examinar el cumplimiento de los cuatro criterios anteriormente comentados, pudiéndose destacar entre ellos el modelo TREND (Chiew and Siriwardena, 2005) en el cual se recogen las recomendaciones y métodos del Taller de Expertos de la Organización Mundial de Meteorología sobre pruebas estadísticas para la verificación de la calidad de las series de observación hidrológicas (WMO/TD- No. 1013, 2000). Entre estas pruebas destacan:

- Mann-Kendall (Mann, 1945; Kendall, 1975) y Spearman's Rho (Siegel and Castellan, 1988) para el análisis de tendencias.
- Rank Sum (Hirsch, Slack and Smith, 1982) y t de Student (Student, 1908) para la diferencia de medianas/medias en dos periodos.
- Cruce de la mediana (Fisz, 1963) y auto-correlación de orden 1 (Jenkins and Watts, 1968) para la independencia/aleatoriedad.

1.2.1.3 Ajuste de las funciones de distribución a las muestras de partida

Asumiendo como hipótesis de partida que los eventos extremos pueden ser razonablemente modelizados mediante alguna de las familias de distribución existentes en la literatura, surge la necesidad de poder llevar a cabo una estimación lo más fiable posible de los parámetros de la función de distribución que se esté considerando en cada caso.

Para ello se requiere contar con *estimadores* que, en base a los datos muestrales, proporcionen estimaciones lo más precisas posible de los parámetros de la función de distribución utilizada para modelizar la población estadística en estudio, habiéndose de cumplir con las siguientes propiedades (Ganancias Martínez, 2010):

- *Sesgo nulo*

Se dice que un estimador $\hat{\theta}$ de un parámetro θ tiene sesgo nulo cuando la esperanza matemática de dicho estimador coincide con el propio valor del parámetro. De lo contrario el estimador se clasifica como sesgado, cuantificándose su sesgo mediante la expresión (1.7), en donde $E(\hat{\theta})$ hace referencia a la esperanza matemática de $\hat{\theta}$:

$$B = E(\hat{\theta}) - \theta \quad (1.7)$$

- *Consistencia*

Un estimador $\hat{\theta}$ de un parámetro θ se dice consistente si para cualquier número positivo ε se cumple con la condición descrita por la siguiente ecuación (1.8), en donde n hace referencia al tamaño de la muestra de partida:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\hat{\theta} - \theta| > \varepsilon) = 0 \quad (1.8)$$

- *Eficiencia*

Se dice que un estimador $\hat{\theta}$ del parámetro θ resulta el más eficiente si tiene sesgo nulo y su varianza es al menos tan pequeña como la de cualquier otro estimador no sesgado de θ . De esta manera, si $\hat{\theta}_1$ y $\hat{\theta}_2$ son dos estimadores no sesgados para el mismo parámetro θ , con varianzas $V(\hat{\theta}_1)$ y $V(\hat{\theta}_2)$ respectivamente, la eficiencia relativa de $\hat{\theta}_1$ respecto a $\hat{\theta}_2$ se define a través de la relación $V(\hat{\theta}_1)/V(\hat{\theta}_2)$.

- *Suficiencia*

Se dice que $\hat{\theta}$ es un estimador suficiente del parámetro θ en aquellos casos en los que $\hat{\theta}$ emplea toda la información relevante contenida en la muestra de partida, explotando en ello la totalidad de su potencial predictivo.

Desde un punto de vista clásico y al margen de ciertas técnicas de estimación escasamente utilizadas en la práctica hidrológica de valores extremos como son los mínimos cuadrados (Lewis-Beck, Bryman and Futing Liao, 2004) o la máxima entropía (Jaynes, 1982), el método de los momentos ordinarios (Pearson, 1902) y el método de máxima verosimilitud (Fisher, 1922) han gozado históricamente de una amplia aplicación en la estimación de los parámetros de las funciones de distribución.

El método de los momentos ordinarios, conocido comúnmente bajo las siglas MOM, se basa en el planteamiento de un sistema de ecuaciones en el que los momentos centrales de la población son igualados a los momentos derivados de la muestra de partida, pudiéndose obtener de un modo sencillo los parámetros de la función de distribución que no son sino las incógnitas de dicho sistema de ecuaciones.

Pese a que desde hace décadas fue demostrada su menor eficiencia respecto a otras técnicas de estimación, especialmente bajo funciones de distribución de tres parámetros (Matalas and Wallis, 1973), su fácil adaptación al análisis de series en las que no sólo se cuenta con registros sistemáticos sino también con avenidas históricas cuya magnitud se sabe que quedó comprendida entre un rango de valores, o al menos fue menor a un determinado umbral, ha devuelto relevancia a la aplicación de esta metodología bajo el algoritmo de los momentos esperados EMA (Cohn, Lane and Baier, 1997; Cohn, Golden and Stedinger, 2001). Dicho algoritmo actualmente es recomendado por el Boletín 17C del U.S. Geological Survey (WRC, 2018).

Por otro lado, el método de máxima verosimilitud (ML) resulta una buena alternativa para estimar los parámetros de las funciones de distribución, proporcionando aquellos valores de los parámetros que maximizan la probabilidad de que se presente la muestra observada. Este método, bajo el cual también se permite incluir a las series de partida las avenidas históricas asociadas a un determinado rango de caudales, es considerado como uno de los más eficientes si bien, al igual que ocurre con el método MOM, puede verse considerablemente influenciado por la presencia de *outliers* en la muestra (Rousseeuw and Leroy, 1987).

Un *outlier* se define como un registro que se aleja significativamente del resto de valores de la serie (ya sea por arriba o por abajo de los mismos), de modo que su presencia puede llegar a desvirtuar el ajuste de la distribución de frecuencias al distorsionarse la probabilidad de excedencia asociada al valor del *outlier* (Hershfield, 1973; Lamontagne *et al.*, 2013). En las principales guías de referencia mundial se incluyen procedimientos para identificar y tratar los *outliers* (WMO-No.168, 2009; WRC, 2018), recomendando considerar los de alta cuantía como un dato histórico si es que existe información suficiente para poder asignarle una probabilidad de excedencia adecuada y asegurar que no corresponde a un error de medida.

Más allá de estos procedimientos, la pretensión de paliar la influencia de los posibles *outliers* directamente con una técnica de estimación de parámetros adecuada llevó a Greenwood *et al.* (1979) a desarrollar el método

de los momentos ponderados probabilísticamente PWM. Esta técnica, aparte de presentar una menor sensibilidad a los *outliers* que las clásicas metodologías MOM y ML, ha demostrado además ser capaz de arrojar desviaciones estándar comparables a las obtenidas por el método ML en muestras de longitud de 50 a 100 años y, por lo general, considerablemente menores para pequeñas muestras de 15 ó 25 años (Hosking, Wallis and Wood, 1985b).

Posteriormente y como resultado de combinar linealmente los PWM, Hosking (1990) introdujo los L-momentos como contrapartes de los momentos ordinarios MOM, definiendo tres principales ratios (coeficiente de L-variación LCv (τ_2), L-asimetría LCs (τ_3) y L-curtosis LCk (τ_4)) como medidas interpretables de la dispersión, asimetría y curtosis de las funciones de distribución, de manera análoga a como se realizaba con los momentos MOM.

En su esencia cimentados sobre el cálculo de la esperanza matemática de ciertas combinaciones de los estadísticos de orden, los L-momentos presentan una serie de propiedades muy ventajosas entre las que destacan el insignificante sesgo mostrado por sus ratios incluso bajo muestras de pequeña longitud, así como la correspondencia unívoca entre un único ratio de los L-momentos y una sola función de distribución, si es que la media de dicha distribución existe (Hosking, 1990, 1992; Sankarasubramanian and Srinivasan, 1999). Esta última propiedad resulta de gran relevancia, ya que aporta una potencial capacidad de identificación de las funciones de distribución a las que podrían pertenecer las muestras de partida (Vogel and Fennessey, 1993), tal y como refleja gráficamente el diagrama de los ratios L-asimetría LCs y L-curtosis LCk presentado en la siguiente **Figura 3**.

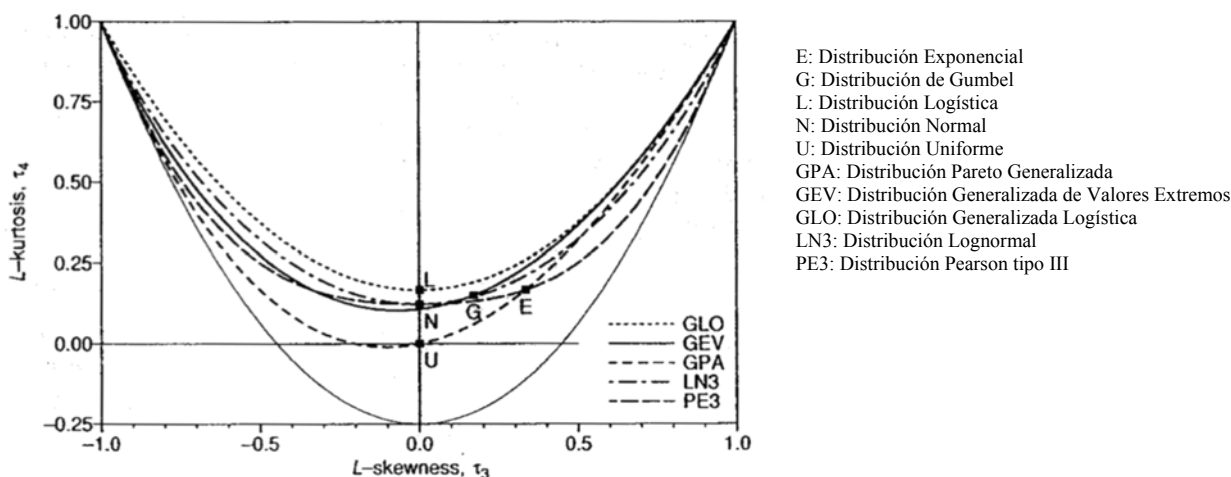


Figura 3. Diagrama de ratios L-asimetría y L-curtosis (Fuente: J.R.M. Hosking and J.R.Wallis, 1997)

No obstante y pese a que los L-momentos habían mostrado una menor sensibilidad a la presencia de *outliers* que el resto de técnicas de estimación desarrolladas hasta entonces, Wang (1997) propuso los LH-momentos como combinación lineal de unos estadísticos de orden de mayor rango que los evaluados por los L-momentos, de cara a reducir con mayor eficacia la indeseable influencia que pueden llegar a tener los registros de baja cuantía en la estimación de los cuantiles más extremos (Meshgi and Khalili, 2009). Adicionalmente,

Mudholkar and Hutson (1998) introdujeron los LQ-momentos como una nueva alternativa para atenuar aún más la influencia de los posibles *outliers* de las muestras, reemplazando la esperanza de los estadísticos de orden por un estimador más robusto de la localización de la distribución de éstos.

Bajo un enfoque más generalizado, Elamir and Seheult (2003) plantearon a su vez los *trimmed L-moments* (TL-momentos) como nuevos estimadores derivados de sus antecesores L-momentos, sustentando su metodología en censurar un predeterminado porcentaje de los valores extremos de la población y su muestra asociada en los cálculos de las esperanzas matemáticas de las diferentes combinaciones de los estadísticos de orden. Tal procedimiento de análisis presenta el inconveniente de sacrificar información relevante en el caso de que no existan *outliers* en las muestras de partida, si bien puede resultar muy enriquecedor en caso de que dichos *outliers* existan o la función de distribución evaluada presente una cola muy pesada de probabilidad (Karvanen, 2006).

Posteriores investigaciones realizadas sobre los fundamentos teóricos de los TL-momentos (Hosking, 2007) han demostrado que éstos resultan una extensión natural de los L-momentos bajo la cual se mantienen y amplían las beneficiosas propiedades matemáticas presentadas por estos últimos, resultando posible utilizar los TL-momentos de un modo similar a como se utilizan los L-momentos. No obstante, una cuestión pendiente por aclarar es la relativa al grado de censura o “*trimming*” que resulta más adecuado a aplicar en cada caso, ya que, si bien existen trabajos en los que se ha demostrado una mayor bondad de los TL-momentos frente a sus antecesores (Abu El-Magd, 2010; Ahmad, Shabri and Zakaria, 2011), la aplicación de un grado de censura poco conveniente puede llevar al perjuicio de desperdiciar información relevante para el estudio (Elamir and Seheult, 2003).

La extensión de la teoría de los L-momentos y los LT-momentos al contexto multivariable (bajo el cual es posible analizar conjuntamente variables aleatorias que muestran cierta correlación entre sí, como por ejemplo el caudal punta, el volumen y la duración de una avenida), fue llevada a cabo por Serfling and Xiao (2006) mediante la introducción de la noción de los L-comomentos y LT-comomentos, entendiendo los primeros como contrapartes de los clásicos momentos centrales de covarianza, coasimetría y cokurtosis. Estos L-comomentos presentan una estructura y comportamiento semejante al mostrado por los L-momentos, manteniendo sus útiles propiedades de caracterización estadística de las funciones de distribución.

1.2.1.4 Análisis de la capacidad descriptiva de las funciones de distribución

La capacidad descriptiva de una función de distribución hace referencia a la capacidad que presenta ésta para reproducir las características estadísticas de los datos de partida, especialmente aquéllas relativas a los conceptos de asimetría y kurtosis.

Más allá de los métodos gráficos de evaluación, bajo los cuales se evalúa si la representación de los datos de partida mediante fórmulas de posición se ajusta adecuadamente a una determinada línea suavizada “a ojo” en el papel de probabilidad (J. R. Stedinger, Vogel and Foufoula-Georgiou, 1993), existen otras técnicas de

evaluación más rigurosas que permiten cuantificar la precisión de ajuste que proporciona una determinada función de distribución sobre la muestra de partida.

Entre este último tipo de técnicas de mayor rigor matemático se encuentran las pruebas de bondad de ajuste de Chi-cuadrado y Kolmogorov-Smirnov, ambas fundamentadas en test estadísticos mediante los cuales se acepta o rechaza la hipótesis de que una muestra de datos provenga de una determinada población, en función de un nivel de significancia estadística preseleccionado. Estas pruebas no resultan discriminatorias, por lo que no permiten anteponer una función de distribución frente a otras (Kottegoda and Rosso, 1997).

Por otro lado se cuenta con las pruebas asociadas a los índices numéricos de ajuste, basados en el grado de ajuste existente entre los valores observados y los correspondientemente estimados mediante una determinada función de distribución asignada a cada una de las probabilidades de excedencia asociadas a cada uno de los valores observados. No obstante, si bien este tipo de pruebas estadísticas han sido históricamente empleadas en diferentes trabajos (Benson, 1968; NERC, 1975; Ferrer, 1996b), adolecen de ciertas limitaciones asociadas a la variabilidad de los resultados que se obtienen según la fórmula de posición que se utilice para calcular la probabilidad de excedencia de los valores observados, así como al inconveniente de no considerar que la varianza muestral de los valores más altos de una serie realmente es mayor que la de los valores más bajos.

Existen adicionalmente las pruebas basadas en los diagramas de los momentos ordinarios C_v - C_s y C_s - C_k (WMO, 1989), en los que cada función de distribución es representada por un punto, una curva o una región, y los correspondientes valores muestrales C_v , C_s y C_k (calculados a partir de los registros observados) definen un único punto en los diagramas mediante el cual se puede llegar a identificar la función de distribución que mejor se ajusta a la muestra en cuestión. Esta técnica tropieza con el inconveniente de no poder estimar con suficiente precisión los momentos de tercer y cuarto orden (Griffis and Stedinger, 2007), razón por la cual resulta relativamente probable llegar a seleccionar una función de distribución poco adecuada.

Debido a estas limitaciones y como alternativa para poder identificar con mayor fiabilidad la función de distribución de mejor ajuste, a principios de los años 90 del siglo pasado surgieron los diagramas de los L-momentos LC_s - LCK (ver **Figura 3**), facilitándose con ello la identificación de las distintas funciones de distribución y especialmente de aquellas que presentan fuertes asimetrías.

No obstante, la relativa dispersión mostrada por los L-momentos muestrales alrededor de las funciones de distribución candidatas llevó a algunos autores a dudar de la capacidad discriminatoria proporcionada por los diagramas de los L-momentos (Vogel, McMahon and Chiew, 1993), aspecto que llevó a Hosking y Wallis (1997) a proponer su uso bajo un contexto regional restringido a aquellas regiones susceptibles de ser consideradas como estadísticamente homogéneas. Para ello, estos dos últimos autores desarrollaron un test de homogeneidad *ad hoc* y una prueba de bondad de ajuste Z^{DIST} basada en técnicas de simulación de Monte Carlo, bajo la cual se analiza la desviación del promedio regional ponderado (en función de la longitud de las series) del L-momento LCK de las muestras respecto al LCK de la distribución candidata, evaluándose si la región en estudio cumple con el criterio $|Z^{DIST}| \leq 1.64$ (ajuste aceptable). Bajo esta prueba estadística, de entre todas aquellas distribuciones que resulten aceptables la de mejor ajuste será la que tenga el mínimo $|Z^{DIST}|$.

No obstante, tal y como apuntan los propios autores Hosking y Wallis (1997, p.83) “The criterion $|Z^{DIST}| \leq 1.64$ is particularly unreliable if serial correlation or cross-correlation is present in the data”, inconveniente que atribuye a este criterio una capacidad discriminatoria meramente orientativa cuando existe una apreciable correlación entre los datos de las diferentes estaciones que conforman la región en estudio.

Existen también otros procedimientos de evaluación basados en el denominado *criterio de información*, introducido por Akaike (1974) para poder identificar el modelo que mejor explica la información de partida con el menor número de parámetros. Esta técnica, comúnmente conocida bajo las siglas AIC, no resulta apropiada por sí sola al limitar la posibilidad de seleccionar aquellos modelos que resultan relativamente más complejos (WMO-No.168, 2009). Como alternativa para soslayar este inconveniente se cuenta con el criterio de información bayesiana BIC, extensión del anterior procedimiento y bajo el cual es posible analizar las funciones de probabilidad implicadas bajo el paradigma bayesiano (Schwarz, 1978).

1.2.1.5 Análisis de la capacidad predictiva de las funciones de distribución

La capacidad predictiva de una función de distribución de frecuencias hace referencia a la capacidad que ésta presenta para reproducir de forma robusta la relación *caudal-frecuencia de ocurrencia* de la población madre subyacente, aun cuando la distribución de dicha población no sea idéntica a la de la función teórica utilizada. Esta deseable cualidad resulta fundamental, ya que cuanto mayor representatividad presente una determinada función de distribución respecto a la población subyacente y menor sea la sensibilidad de dicha representatividad frente a las variaciones aleatorias de las muestras de partida y las propias hipótesis del modelo, mayor capacidad proporcionará para predecir los cuantiles extremos con un error razonablemente contenido.

Es debido a esta importante característica que la función de distribución que mejor se ajusta a las muestras de partida no tiene por qué resultar la más adecuada para modelizar la frecuencia de los eventos extremos en estudio, ya que las funciones que se adaptan excesivamente a los datos de partida pueden llegar a resultar demasiado sensibles a las variaciones muestrales y el periodo de registro disponible (WMO-No.168, 2009).

No obstante, tal y como señala Álvarez (2000, p.72), se ha de tener en mente que “la capacidad predictiva es en realidad una medida relativa, puesto que se necesita partir de una suposición acerca de la verdadera distribución de los máximos, la cual en la práctica es casi siempre desconocida”.

Comúnmente se asume que la distribución ajustada y la distribución madre pertenecen a una misma familia de funciones de distribución, generándose a partir de la primera y mediante técnicas de simulación de Monte Carlo una gran cantidad de muestras sintéticas que permiten simular una gran variedad de funciones de la supuesta familia. De este modo resulta posible calcular el sesgo y el error cuadrático medio derivado de las desviaciones mostradas por las estimaciones asociadas a cada una de las funciones simuladas, entendiendo que el modelo adoptado tendrá tanta mayor robustez y capacidad predictiva cuanto menor resulte el sesgo y el error cuadrático medio calculado.

Numerosos trabajos fueron realizados a finales del siglo pasado acerca de la robustez de las modelizaciones (Landwehr, Matalas and Wallis, 1980; Kuczera, 1982; Hosking, Wallis and Wood, 1985a; Wallis and Wood, 1985; Arnell and Gabriele, 1988; Ferrer, 1996), obteniéndose las siguientes importantes conclusiones (Álvarez, 2000):

- Los modelos de dos parámetros empleados en el análisis local presentaron un error cuadrático medio menor al de los modelos de tres parámetros, si bien el sesgo de los primeros resultó elevado allá donde la asimetría era inferior a la de la población subyacente.
- Los modelos de tres parámetros condujeron a unas estimaciones en las que el sesgo era relativamente pequeño, pero en cambio presentaban un elevado error cuadrático medio cuando éstos eran empleados bajo un contexto meramente local.
- La modelización regional bajo la función de distribución Wakeby con sus parámetros estimados a partir de los PWM arrojó muy buenos resultados en la estimación de los cuantiles. No obstante, su elevado número de parámetros le hace muy dependiente de la longitud de las series disponibles.
- El modelo regional bajo la distribución GEV con sus parámetros estimados a partir de los PWM resultó una buena alternativa con una población subyacente GEV.
- El modelo *two-component extreme value* (TCEV) condujo a unas estimaciones de bajo sesgo, si bien mostró algunas complicaciones operativas que, bajo ciertos grupos de datos, no pueden ser ajustados.

1.2.2 Métodos hidrometeorológicos

Los modelos hidrometeorológicos se presentan como una alternativa adecuada para analizar las avenidas en cuencas hidrográficas en las que no existen registros hidrométricos, éstos resultan reducidos, o se requiere contar con hidrogramas asociados a los caudales máximos (WMO-No.168, 2009).

Su fundamento se basa en la simulación de la interacción de los procesos físicos bajos los cuales se generan las avenidas, modelizándose la respuesta hidrológica de las cuencas frente a los eventos extremos de precipitación y/o fusión nival que son incorporados como datos de entrada al modelo hidrometeorológico. Estos eventos pueden ser planteados desde dos diferentes perspectivas, una relativa al cálculo determinístico de la precipitación máxima probable (WMO-No.332, 2009), y otra vinculada al enfoque estadístico asociado a las curvas intensidad-duración-frecuencia (IDF), los atlas de frecuencia de precipitación o los procedimientos de modelización estocástica (WMO-No.168, 2009).

Entre las diferentes alternativas asociadas al enfoque estadístico, las curvas IDF han presentado en la práctica un amplio desarrollo en parte derivado de su aplicabilidad al método racional (Kuichling, 1889), encontrándose definidas mediante expresiones matemáticas del tipo (1.9):

$$i = a \cdot T / (t^c + b) \quad (1.9)$$

donde:

i = Intensidad de la lluvia (mm/h)

t = Duración de la lluvia (horas)

T = Periodo de retorno asociado a la intensidad de la lluvia (años)

a, b, c = Coeficientes relacionados con el punto de localización y el periodo de retorno

Bajo el contexto de los modelos hidrometeorológicos, este tipo de curvas IDF pueden ser utilizadas para calcular el hietograma de aquellos puntos del espacio donde existen registros de precipitación suficientes (Arnell *et al.*, 1984), habiendo de transformar estos hietogramas puntualmente localizados en el espacio en estimaciones areales que tengan en cuenta el efecto de la no-simultaneidad de las lluvias extremas que pueden darse en las distintas estaciones (WMO-No.168, 2009). Tal efecto suele cuantificarse a través de un factor reductor por el cual se multiplican los valores puntuales de la intensidad, derivado de la relación temporal existente entre los diferentes eventos de precipitación registrados en las estaciones pluviométricas (NERC, 1975; Témez, 1991). De este modo, una vez realizada la extensión espacial de los eventos de precipitación simulados bajo las curvas IDF, los hietogramas resultantes son introducidos como datos de entrada de un modelo hidrometeorológico en donde otras variables, tales como la humedad del suelo, pueden ser descritas bajo un enfoque estadístico a fin de ser combinadas estocásticamente en las simulaciones (Kjeldsen, 2007).

No obstante, puesto que el fundamento empírico en el que se basa la extensión areal utilizada en el anterior procedimiento puede llegar a conducir a resultados dispares (Arnell *et al.*, 1984; Institute of Hydrology, 1999), en los últimos años se ha impulsado la aplicación de modelos estocásticos de generación de lluvias mediante los cuales modelizar directa y conjuntamente la distribución espacial y temporal de las precipitaciones que acaecen sobre una cuenca (Bras and Rodríguez-Iturbe, 1993; Srikanthan and McMahon, 2001). Ejemplo de ello resultan los modelos de generación de lluvia basados en los pulsos rectangulares asociados a los procesos de Poisson (Burton *et al.*, 2008), mostrándose en la siguiente **Figura 4** la representación esquemática relativa a la modalidad de Neyman-Scott (NSRP por sus siglas en inglés):

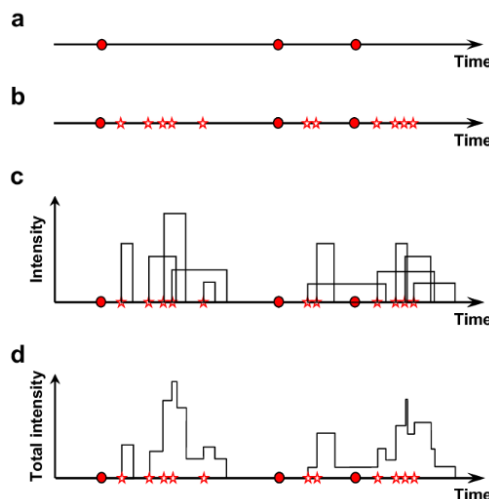


Figura 4. Representación esquemática del modelo de pulsos rectangulares NSRP (Fuente: Burton et al., 2008)

Una de las grandes ventajas de estos generadores estocásticos de lluvias es que pueden ser utilizados para alimentar los modelos hidrometeorológicos de simulación continua, en los que las condiciones de humedad previas a la ocurrencia de los eventos de precipitación extrema vienen dadas por la propia simulación del modelo en los días precedentes (Boughton and Droop, 2003). De este modo es posible obtener una larga serie sintética de caudales físicamente consistentes, en base a la cual se puede estimar la ley de frecuencias de los caudales máximos (Arnaud and Lavabre, 2002).

No obstante, el alto coste computacional asociado a los modelos de simulación continua ha llevado a desarrollar procedimientos de análisis alternativos de carácter semi-continuo, en los que un elevado número de eventos de precipitación, previamente simulados abarcando todo el rango de frecuencias asociadas, son insertados en los registros históricos de lluvia que alimentan el modelo hidrometeorológico (Paquet *et al.*, 2013). Esto permite simular la combinación de un amplio rango de eventos de precipitación, bajo condiciones de humedad obtenidas de forma continua a partir de la simulación de los registros históricos de lluvia.

Desde un punto de vista global, los métodos hidrometeorológicos presentan la ventaja de proporcionar el hidrograma completo de las avenidas y una visión causal de los procesos físicos que las generan, si bien sus resultados muestran una relevante sensibilidad respecto a los valores de los parámetros hidrológicos adoptados para la modelización de la cuenca, existiendo numerosas posibilidades de calibración que conducen a una misma avenida de referencia (Umakhanthan and Ball, 2005).

1.2.3 Estacionariedad vs no-estacionariedad. Incertidumbres generadas por el cambio climático

El clima terrestre responde a un sistema dinámico alimentado por la compleja interacción existente entre la capa atmosférica, los mares, océanos y los propios continentes, cuya evolución temporal resulta impredecible desde un punto de vista determinístico debido a dos principales fuentes de incertidumbre (Mitchell and Hulme, 1999):

- i. El caos inherente al propio sistema climático, derivado de la acusada no-linealidad de las leyes físicas que lo gobiernan y del cual brota una constante variabilidad natural de su estado (Poincaré, 1963; Lorenz, 1964; Thompson and Stewart, 2002).
- ii. La evolución de las fuerzas externas que interactúan con la dinámica térmica de la atmósfera (Mann, Bradley and Hughes, 1998), principalmente relativas a:
 - La variable irradiación solar derivada de la propia dinámica del Sol (Lean, Beer and Bradley, 1995; Zharkova *et al.*, 2017).
 - La emisión de gases y partículas asociadas a la aleatoriedad de las erupciones volcánicas (Rampino and Self, 1982; Thordarson and Self, 2003; Klingaman, 2013).
 - La variación dinámica del eje de rotación de la Tierra, estrechamente relacionada con la geodinámica terrestre (Williams, 1980; Sasorova and Levin, 2018).

Actualmente, a esta variabilidad natural se ha unido el cambio climático provocado por la acción del hombre durante la era industrial, relacionado con la emisión de gases de efecto invernadero bajo los cuales se ha incrementado la capacidad de retención de calor del planeta (IPCC, 2014). Bajo este contexto, el calentamiento global asociado ha sido señalado por numerosos autores como un detonante del posible incremento de la frecuencia e intensidad de las precipitaciones extremas (Allen and Ingram, 2002; Trenberth, 2011; Zhang *et al.*, 2013; IPCC, 2014), ya que si bien este calentamiento conduce a superficies continentales más secas bajo las cuales se promueven las sequías, al mismo tiempo permite a la atmósfera almacenar una mayor cantidad de vapor de agua susceptible de precipitar bruscamente durante episodios de lluvia o de nieve.

Desde una perspectiva general, la presencia de una falta de estacionariedad en las series de datos de precipitaciones y caudales no-ordinarios de elevada magnitud puede venir causada por los motivos que se describen a continuación:

- **Falta de estacionariedad por saltos:** Para el caso de las series de caudales no-ordinarios de elevada magnitud, los saltos en sus medias o medianas pueden llegar a responder tanto a bruscos cambios físicos de la cuenca o el río en estudio como a cambios relevantes en los procedimientos de registro y/o el tratamiento de los datos (por ejemplo, un cambio del aparato registrador o el procedimiento de observación, una variación brusca de la curva de gasto por inclusión de nuevos aforos anómalamente elevados, etc). Asimismo, las series de precipitación de elevada cuantía pueden llegar a sufrir saltos en sus medias o medianas derivados de importantes cambios en los procedimientos de registro y/o el tratamiento de los datos, así como por variaciones bruscas del entorno físico en donde se ubica la estación de medida.

Adicionalmente, algunos autores también apuntan a la posibilidad de que puedan darse saltos en las series de precipitación y caudal que respondan a cambios bruscos en la propia evolución del clima (WMO/TD- No. 1013, 2000; Mestre, Casado and Rodríguez, 2015).

- **Falta de estacionariedad por ciclos:** Se entiende como ausencia de estacionariedad por ciclo aquella que aparece cuando los registros de datos con los que se cuenta únicamente abarcan una porción sesgada de un marcado ciclo natural de oscilaciones climáticas existentes. En tales casos, dichos registros pueden resultar poco representativos del periodo futuro que pretende ser evaluado, al desvirtuarse la probabilidad de excedencia asociada a las diferentes posibles magnitudes de las variables hidrológicas en cuestión.

A modo meramente esquemático, en la siguiente **Figura 5** se ilustra el concepto de la falta de estacionariedad por ciclo, en donde se puede observar cómo el hipotético periodo de registros proporciona una representación desvirtuada del periodo futuro que se pretende modelizar, mostrándose una aparente tendencia que no habría aparecido si se hubiera contado con un número suficiente de datos de la variable en estudio.

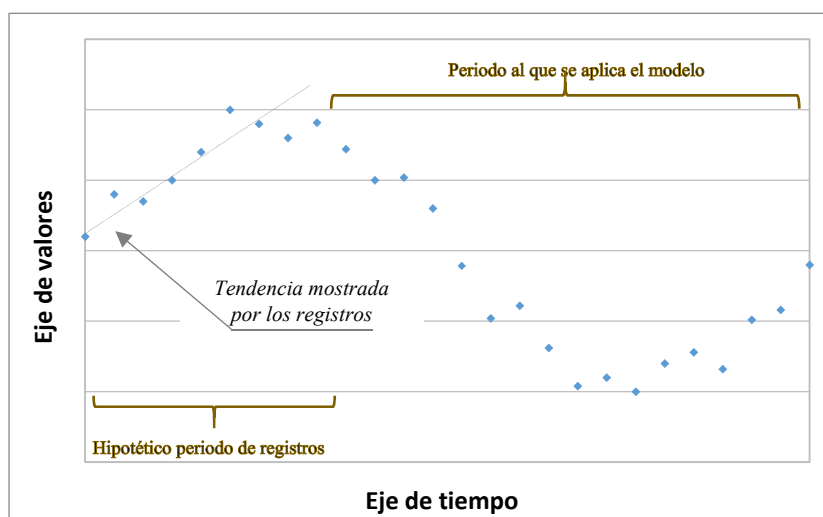


Figura 5. Ilustración esquemática de la falta de estacionariedad por ciclo

- **Falta de estacionariedad por tendencias:** Entendiendo el criterio de tendencia como un cambio gradual sistemático de los valores de las series temporales de datos, cabe destacar que en el caso de los caudales máximos anuales o que superan un determinado umbral no sólo existe la posibilidad de que aparezcan tendencias originadas por el cambio de las condiciones climáticas (tal y como puede ocurrir con las series de precipitación), sino también por modificaciones graduales de los usos del suelo de las cuencas.

A modo de ejemplo, en la siguiente **Figura 6** se muestra el análisis gráfico de dos estaciones hidrométricas gestionadas por la administración *United States Geological Survey (USGS)* de los Estados Unidos de América, en donde se puede observar la tendencia ascendente asociada al cambio gradual del uso del suelo que con el paso del tiempo ha ido experimentado la cuenca *Mercer Creek*, frente a la invariación del promedio de los registros de la cuenca *Newaukum Creek* en la que no se ha producido con modificaciones relevantes de los usos del suelo.

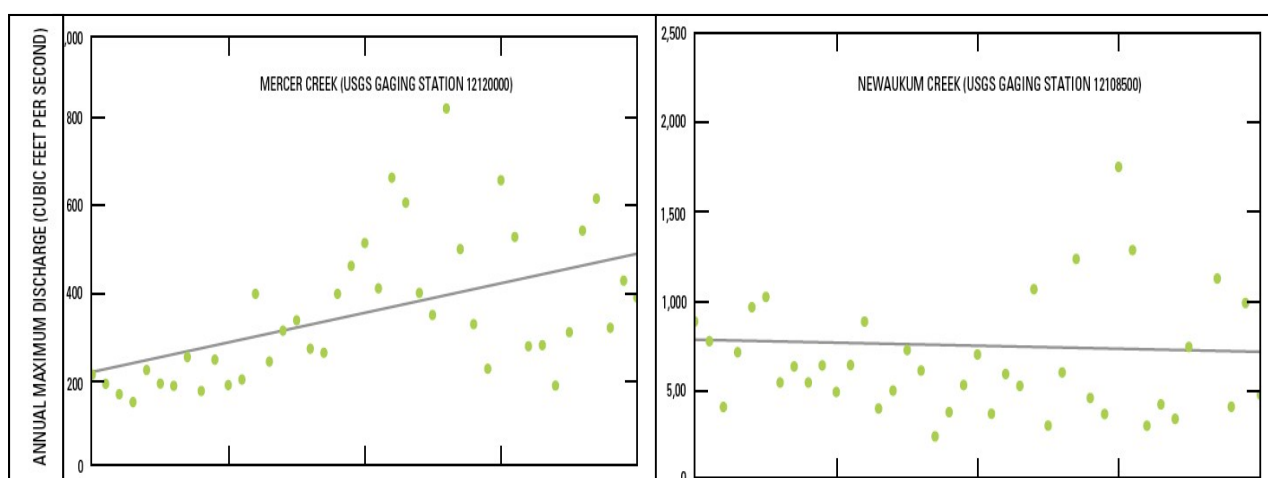


Figura 6. Evaluación de tendencias de caudales máximos anuales. (a) Cuenca *Mercer Creek* con continuo desarrollo urbano y (b) cuenca *Newaukum Creek* sin cambios significativos de sus usos del suelo (*Fuente: Konrad, 2003*)

Poniendo el foco en la evolución del clima como posible causa del cambio en los regímenes de precipitación extrema, existen numerosos trabajos en los que, a pesar de la inevitable incertidumbre asociada a la tarea de identificar tales tipos de cambio (Kunkel, 2013), sí se han podido reconocer tendencias que presentan una mayor relevancia que la incertidumbre asociada a su cuantificación. Ejemplo de ello resulta la tendencia ascendente mostrada por la frecuencia e intensidad de las precipitaciones extremas en Norteamérica (Climate Change Science Program, 2008), regiones del centro y el norte de Europa (Madsen *et al.*, 2014; Vormoor *et al.*, 2015, 2016) y ciertas zonas del hemisferio sur como Brasil o Sudáfrica (Groisman *et al.*, 2005).

Esta tendencia ascendente de las precipitaciones no resulta sin embargo globalmente extrapolable a otras partes del mundo, tal y como se ha podido comprobar en la región del Mediterráneo en donde, a excepción del aumento de las intensidades de precipitación en Italia (Brunetti *et al.*, 2000), no se han llegado a detectar cambios significativos que afecten de forma regional a los regímenes de precipitación extrema (Alpert *et al.*, 2002; Norrant and Douguédroit, 2006; Turco, 2012).

Para el caso de la Península Ibérica, donde la influencia mediterránea se combina con el influjo atlántico, existen diversos estudios realizados en base a los registros de precipitación de la segunda mitad del siglo XX bajo los cuales se ha identificado un cierto descenso de las intensidades de precipitación diaria (García *et al.*, 2007; Rodrigo and Trigo, 2007; Rodrigo, 2009; Serrano Notivoli *et al.*, 2018). No obstante, estos resultados presentan una coherencia únicamente parcial con los aportados por otros estudios, tal y como el realizado por Alpert *et al.* (2002) bajo el cual sólo fueron identificadas tendencias decrecientes relativas a fuertes precipitaciones de no más de 64 mm/día, sin encontrar sin embargo tendencias significativas sobre lluvias comprendidas entre los 64 y 128 mm/día, e identificando incluso tendencias ascendentes sobre lluvias de más de 128 mm/día. Estas discrepancias despiertan dudas acerca de la posibilidad de que las tendencias identificadas en esta región peninsular pudieran persistir a lo largo de las próximas décadas, teniendo en cuenta además que las proyecciones de cambio climático regionalizadas para la Península Ibérica no apuntan hacia ninguna tendencia clara de evolución de las precipitaciones extremas durante el siglo XXI (CEDEX, 2010; Mestre, Casado and Rodríguez, 2015).

En lo que se refiere a los caudales de avenida de los ríos, existe una menor certeza de que existan cambios relativos a la variación de la frecuencia y/o magnitud de este tipo de eventos a una escala global (IPCC, 2014). Esto no contradice la evolución mostrada por las precipitaciones extremas, ya que el régimen de crecidas de los ríos puede verse a su vez afectado por cambios en los usos del suelo (Konrad, 2003), variación de la humedad del terreno (Ivancic and Shaw, 2015), evolución de la vegetación existente (MAGRAMA, 2015), o reducciones/aumentos de la nieve acumulada durante los meses fríos del año en cuencas en las que se producen avenidas asociadas al fenómeno de fusión nival (Wang, Kumar and Link, 2016).

No obstante, la combinación de los anteriores factores sí parece haber provocado ciertos cambios en los regímenes de avenidas de algunas zonas del mundo, tales como los relacionados con el incremento de la magnitud de las crecidas del este de los Estados Unidos de América (Groisman *et al.*, 2001), el aumento de la frecuencia y la magnitud de las inundaciones del centro y norte de Europa (Petrow and Merz, 2009; Wilson,

Hisdal and Lawrence, 2010), la tendencia descendente de la magnitud de las avenidas asociadas al deshielo en Canadá y el oeste de los Estados Unidos de América (Groisman *et al.*, 2001; Cunderlik and Ouarda, 2009), o el acortamiento temporal del invierno ruso bajo el cual se ha reducido asimismo la magnitud de las avenidas vinculadas al deshielo (Georgievsky, 2016).

En el caso concreto de España, López-Moreno, Beguería and García-Ruiz (2006) encontraron una significativa tendencia decreciente en la frecuencia y magnitud de las avenidas de los Pirineos centrales de la cuenca del Ebro, la cual atribuyeron al cambio de uso del suelo realizado en la zona durante el siglo XX al no encontrar cambios significativos en el régimen de precipitación. De modo similar, Morán-Tejeda *et al.* (2012) detectaron una tendencia decreciente en la frecuencia y magnitud de las avenidas de la cuenca del Duero que atribuyeron a la reforestación y a la mayor sequedad del terreno, al no encontrar tampoco cambios significativos en el régimen de la precipitación extrema.

A nivel regional en España, Mediero *et al.* (2014) encontraron una generalizada tendencia decreciente en la magnitud y la frecuencia de las avenidas, así como un retraso temporal de la ocurrencia de éstas en el noroeste del país. Basándose en la subida de la temperatura media anual detectada en España (del Río *et al.*, 2011), la progresiva reducción de la humedad relativa (Moratíel, Durán and Snyder, 2010) y la falta de indicios sólidos que apunten a un claro descenso de la intensidad de las precipitaciones extremas (CEDEX, 2010), concluyeron que la tendencia negativa observada parecía derivar del progresivo incremento de la evapotranspiración, causa de suelos más secos que aportan una mayor capacidad de infiltración capaz de reducir la magnitud de las crecidas.

Entre las herramientas matemáticas utilizadas para identificar la significancia de las posibles tendencias presentadas por los registros de partida destacan las pruebas no-paramétricas de Mann-Kendall (Mann, 1945; Kendall, 1975) y Spearman's Rho (Siegel and Castellan, 1988), ambas recomendadas por la Organización Mundial de Meteorología (WMO/TD- No. 1013, 2000). No obstante, el reconocimiento de ciertas limitaciones asociadas a las anteriores pruebas estadísticas (principalmente relacionadas con la distorsión de la significancia de los resultados que se obtienen cuando existe una apreciable falta de independencia entre los datos de partida (Hamed and Ramachandra Rao, 1998)), ha llevado a algunos autores a plantear ciertas modificaciones en las mismas (Yue and Wang, 2002) o incluso proponer pruebas alternativas basadas en las técnicas de *bootstrapping* (Kiktev *et al.*, 2003). Es por ello que en aquellos casos en los que se utilizan directamente las pruebas de *Mann-Kendall* y *Spearman's Rho*, éstas suelen encontrarse acompañadas del correspondiente análisis de independencia de los datos de las series a través de la aplicación de pruebas estadísticas de independencia tales como el test de *Auto-Correlation* (WMO/TD- No. 1013, 2000).

Es importante destacar que la correcta identificación o descarte de los hipotéticos cambios que pudieran presentar las funciones de distribución asociadas a las series de datos analizadas resulta de gran importancia, ya que ello puede llegar a condicionar el enfoque temporal del análisis de frecuencia a realizar respecto al cual se distinguen la siguientes dos posibilidades (WMO-No.168, 2009):

- a) La *perspectiva estacionaria*, bajo la cual se asume que la variable analizada no cambia con el tiempo excepto en lo que se refiere a las fluctuaciones de carácter aleatorio, asumiendo por tanto que la función de distribución de frecuencias se mantiene constante con el paso del tiempo. A modo de ejemplo, en las **Figuras 7(a)** y **7(b)** se muestra respectivamente la representación gráfica de la función de densidad de probabilidad y la distribución acumulada de una función GEV estacionaria con un valor de los parámetros de localización, escala y forma de 50, 20 y -0.01 respectivamente.

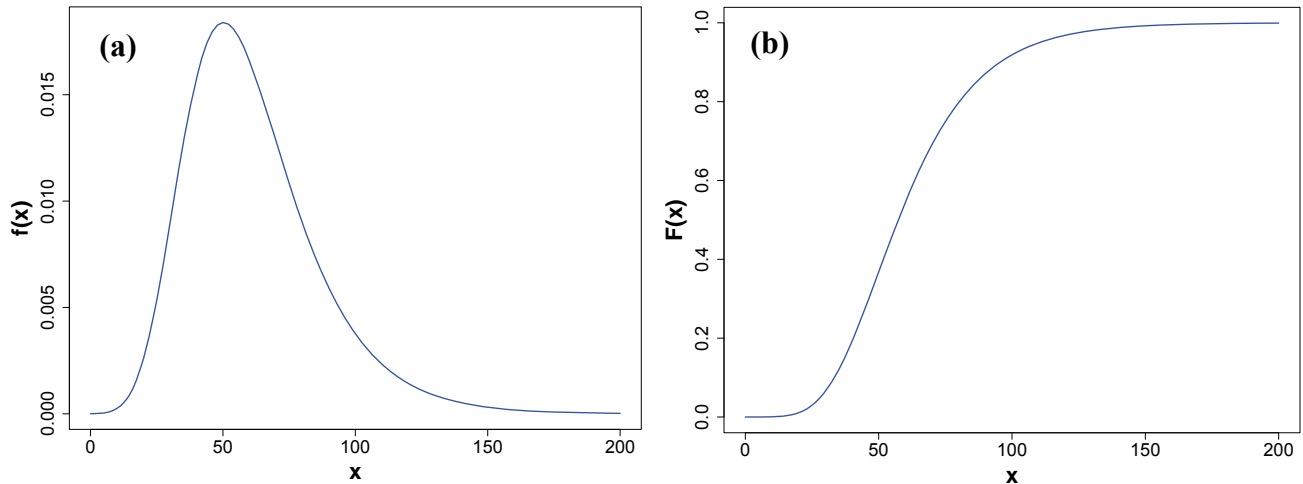


Figura 7. (a) Función de densidad GEV estacionaria. (b) Distribución acumulada GEV estacionaria

- b) La *perspectiva no-estacionaria* bajo la cual se considera que, aparte de las fluctuaciones aleatorias, existe una componente de cambio en el tiempo que puede ser descrita de una forma determinística. A modo meramente esquemático, en las **Figuras 8(a)** y **8(b)** se muestra la representación gráfica de una función GEV no-estacionaria bajo la cual los valores de sus parámetros aumentan a razón de un 20% por cada incremento de tiempo analizado (se muestran 3 pasos de tiempo t_1 , t_2 y t_3).

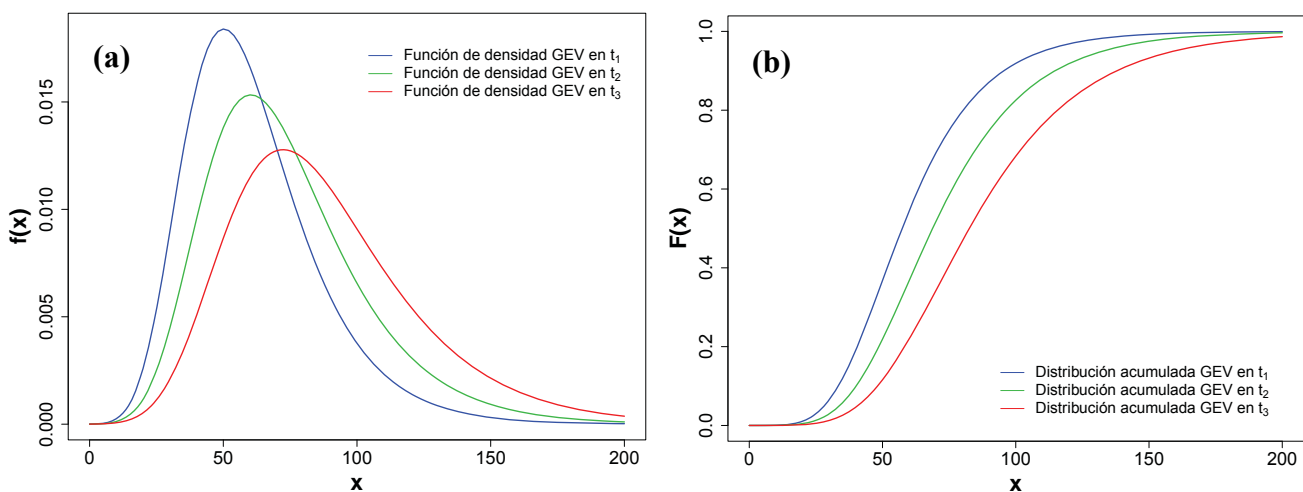


Figura 8. (a) Función densidad GEV no-estacionaria. (b) Distribución acumulada GEV no-estacionaria

Matemáticamente, las modelizaciones no-estacionarias suelen sustentarse en la teoría de los modelos lineales generalizados GLM con sus parámetros estimados por el método ML (McCullagh and Nelder, 1989; Dobson and Barnett, 2008), incorporando a las fluctuaciones de carácter aleatorio una componente determinística mediante la cual se describe la tendencia, el salto o el ciclo presente en base a la siguiente expresión (1.10) (Renard, Sun and Lang, 2013):

$$g_k(\theta_k(t)) = h_k(\bar{z}_k(t); \bar{\beta}_k) \quad (1.10)$$

donde:

$\theta_k(t)$ = Parámetros de la función de distribución de frecuencias no-estacionaria $F(x; \theta_k(t))$, variables con el tiempo (t).

g_k = Función de transformación de los parámetros $\theta_k(t)$, mediante la cual se puede permitir por ejemplo restringir el valor del parámetro de escala a cuantías positivas físicamente consistentes.

$\bar{z}_k(t)$ = Vector del conjunto de covariables dependientes del tiempo a partir de las cuales se describe el cambio determinístico de la función de distribución no-estacionaria $F(x; \theta_k(t))$.

Estas covariables pueden responder a variables e índices climáticos dependientes del tiempo, o simplemente a la propia variable del tiempo t (El Adlouni *et al.*, 2007).

$h_k(\cdot; \bar{\beta}_k)$ = Función de regresión mediante la cual se relacionan los valores de los parámetros $\theta_k(t)$ con los valores de las covariables $\bar{z}_k(t)$ a través del vector de coeficientes $\bar{\beta}_k$ de la regresión. Esta función suele corresponderse con la función lineal $h_k(\bar{z}_k(t); \bar{\beta}_k) = z_k(t) \cdot \bar{\beta}_k^T$, si bien otro tipo de funciones pueden ser igualmente utilizadas (Katz, 2013).

Bajo estas premisas y pese a los numerosos trabajos publicados en los últimos años bajo la perspectiva no-estacionaria (Katz, Parlange and Naveau, 2002; Khaliq *et al.*, 2006; Renard, Garreta and Lang, 2006; Villarini *et al.*, 2009; López and Francés, 2013; Cheng *et al.*, 2014; Silva, Naghettini and Portela, 2016; Šraj *et al.*, 2016; Serago and Vogel, 2018), resulta importante llamar la atención acerca de la dificultad práctica asociada a poder aplicar dicha perspectiva de forma suficientemente justificada ya que, incluso en aquellos casos en los que hayan sido identificados indicios de cambio en las muestras de partida, la aplicación de la perspectiva no-estacionaria requeriría de poder contar con la certeza de que los cambios a los que se está haciendo referencia pueden ser extrapolados hacia el futuro (Montanari and Koutsoyiannis, 2014; Koutsoyiannis and Montanari, 2015), hipótesis sobre la cual existen serias dudas. Así por ejemplo, dividiendo las series de registros de caudal máximo anual de 1.250 estaciones de aforo de los Estados Unidos de América en dos periodos de igual longitud, Luke *et al.* (2017) encontraron que la perspectiva no-estacionaria resultaba en general menos adecuada para predecir los caudales máximos anuales de la mitad más contemporánea de dichas series de registros, al utilizar la otra mitad de las series para ajustar una distribución Log-Pearson III mediante inferencia bayesiana.

Estas importantes dudas han conducido a un interesante debate a día de hoy muy presente en la comunidad hidrológica, habiéndose encontrado un cierto punto de encuentro relativo a admitir que los cambios que podría estar provocando la evolución del clima sobre los eventos hidrológicos extremos no resultan susceptibles de ser descritos sólo a partir de los registros de la variable analizada (Serinaldi and Kilsby, 2015), sino que se habrá de contar con una mayor cantidad de información que permita respaldar la hipótesis de cambio en cada caso atisbada. Tal y como indican los propios autores de la polémica frase “Stationarity is dead” (Milly *et al.*, 2008) en un artículo posteriormente publicado (Milly *et al.*, 2015, p.7787), “It is not our suggestion that ACC (Anthropogenic climate change) effects should be identifiable from the observational record alone... Rather, we envision a major role for estimates of ACC trends that are informed by combination of climate theory, models, empirical analysis of hydrologic data and expert opinion”.

Además y para mayor complicación, se ha de tener en cuenta que a la complejidad asociada a inferir los efectos provocados por el cambio climático antrópico se ha de unir la incertidumbre arrojada por la continua e influyente evolución de la dinámica del Sol (Zharkova *et al.*, 2017), la aleatoriedad asociada a la actividad volcánica (Papale, 2018) y la interrelación existente entre la variabilidad climática y la evolución de la dinámica del eje de rotación de la Tierra (Zotov, Bizouard and Shum, 2016), aspectos que bajo el ámbito del análisis de frecuencia de caudales extremos se unen a su vez a la incierta evolución de los usos del suelo, los cambios en la humedad del terreno o la propia evolución de la vegetación de las cuencas (Bosmans *et al.*, 2017).

Inevitablemente, la combinación de todos estos elementos de cambio conduce a un futuro climático difícil de cuantificar (WMO-No.168, 2009), razón por la cual desde hace años se viene prestando especial atención al desarrollo de los modelos climáticos de circulación global (GCM por sus siglas en inglés) y sus técnicas de regionalización climática asociadas, con la expectativa de que dichos modelos, al encontrarse fundamentados en las leyes físicas que gobiernan el clima terrestre, puedan llegar a proporcionar un rango de predicciones que desde un punto de vista práctico resulte suficientemente fiable y consistente (IPCC, 2014).

Actualmente, la capacidad mostrada por dichos modelos para reproducir ciertas variables como la temperatura y sus tendencias observadas durante la era industrial ha conducido a fortalecer las prometedoras expectativas que los científicos tienen depositadas sobre este tipo de modelos climáticos (Knutti, 2008; IPCC, 2014), si bien la actual capacidad que presentan estos modelos para reproducir la estadística de las precipitaciones extremas resulta todavía insuficiente. Para el caso concreto de España, esta falta de representatividad relativa a la variable de las precipitaciones extremas ha sido comprobada a través de diferentes trabajos de investigación, tal como el desarrollado por Herrera *et al.* (2010) en base a los resultados aportados por el proyecto europeo de regionalización climática ENSEMBLES (<http://ensembles-eu.metoffice.com/>), o el llevado a cabo por Garijo, Mediero and Garrote (2018) en base a la regionalización climática realizada por la Agencia Estatal de Meteorología AEMET sobre los resultados del 5º informe del Grupo Intergubernamental de Expertos sobre el Cambio Climático AR5-IPCC (http://www.aemet.es/es/serviciosclimaticos/cambio_climat).

1.3 La cuestión de la incertidumbre

La estimación de la frecuencia de las diferentes magnitudes de avenida que pueden presentarse en un río se encuentra estrechamente unida a la incertidumbre, ya que, desde la fase inicial en la que se toman las mediciones de las variables en estudio hasta la fase final en la que se realizan las predicciones, existen imprecisiones que de forma encadenada van alimentando la incertidumbre del análisis realizado (Montanari, 2011). Es por ello que actualmente la teoría de la probabilidad sea considerada como el paradigma más apropiado para analizar la relación entre la magnitud de las avenidas y su frecuencia de ocurrencia (WMO-No.168, 2009), proporcionando un marco teórico adecuado para poder cuantificar y combinar los diferentes tipos de incertidumbre que condicionan la estimación de dicha relación (Lindley, 2000; Montanari, 2007).

En primer lugar y como parte de la incertidumbre asociada a los datos hidrométricos de partida se encuentran los errores de medición del caudal y el nivel aforado en los ríos (Di Baldassarre and Montanari, 2009), errores de tipo aleatorio como los derivados de la imprecisión de lectura provocada por las fluctuaciones turbulentas del agua, o de tipo sistemático como son aquéllos que se producen al utilizar instrumentos defectuosos o mal calibrados, al aplicar técnicas inadecuadas de medición o al adoptar procedimientos de registro inapropiados (WMO-No.1044, 2010). En este sentido, son diversas las investigaciones que han mostrado cómo estos errores de medida impactan en las estimaciones finales de los cuantiles de avenida (Potter and Walker, 1981; Cong and Xu, 1987; Kuczera, 1992; Hosking and Wallis, 1997).

Adicionalmente a los errores de medida anteriormente indicados se encuentra la imprecisión asociada a la calibración de la curva de gasto de las estaciones de aforo (Di Baldassarre and Montanari, 2009), curva mediante la cual se calculan los valores del caudal a partir de los niveles de agua medidos en el cauce y cuya extrapolación para niveles elevados puede llegar a arrojar importantes incertidumbres (Di Baldassarre, Laio and Montanari, 2012). Esta fuente de error puede ser cuantificada a través de metodologías de ajuste de funciones matemáticas (WMO-No.1044, 2010), inferencia bayesiana (Le Coz *et al.*, 2014) o técnicas de simulación hidráulica (Di Baldassarre and Montanari, 2009).

Por otro lado, a la incertidumbre asociada a los datos de partida se une la imprecisión derivada de simplificar la realidad estudiada a través de cualquier tipo de modelo matemático, no habiéndose por tanto de perseguir inalcanzables verdades absolutas sino modelizaciones que proporcionen una buena aproximación de la distribución de frecuencia de las avenidas que resulte lo más práctica y consistente posible (Klemeš, 1993; WMO-No.168, 2009). Bajo este contexto surge la incertidumbre asociada a la posibilidad de seleccionar durante el análisis una función de distribución de frecuencias que resulte insuficientemente representativa de la verdadera relación de ocurrencia de las avenidas en estudio (Klemeš, 2000b, 2000a), aspecto comúnmente conocido bajo el término anglosajón *Misspecification of frequency distribution*.

A todo lo anterior se une la incertidumbre asociada a la escasa longitud de las muestras hidrológicas existentes (J. R. Stedinger, Vogel and Foufoula-Georgiou, 1993), que hace que la estimación de los parámetros de la función de distribución planteada resulte imprecisa incluso bajo el hipotético caso de que se tenga correctamente identificada la función matemática que mejor representa la frecuencia de las avenidas en

cuestión (Strupczewski *et al.*, 2006). Es por ello que, de forma complementaria a la estimación puntual de los cuantiles y a fin de mostrar cuantitativamente los efectos provocados por la falta de información, resulte necesario acotar la incertidumbre de dichas estimaciones mediante intervalos de confianza (Serinaldi, 2009) o intervalos de credibilidad asociados al enfoque bayesiano (Coles and Powell, 1996).

Es importante tener en cuenta que esta última fuente de incertidumbre asociada a la escasez de registros resulta tanto más acusada cuanto más complejo es el modelo planteado, lo cual conduce a que los análisis de frecuencia asociados a distribuciones multivariantes (en las cuales se basan por ejemplo los estudios de caudal-volumen de las avenidas) presenten una gran incertidumbre derivada tanto de las funciones de distribución marginales como de la propia cópula ajustada (Serinaldi, 2013).

Asimismo ocurre con los análisis de frecuencia que se enfocan desde una perspectiva no-estacionaria, ya que la correspondiente inclusión de parámetros adicionales, vinculados a la evolución temporal de las funciones de distribución, conduce a un incremento considerable de la incertidumbre de los cuantiles estimados que pone en cuestión la propia viabilidad práctica de la no-estacionariedad (Serinaldi and Kilsby, 2015). En la siguiente **Figura 9** se muestra un extracto del anterior estudio referenciado (extracto relativo a la estimación de los cuantiles de caudal punta en la estación de aforos de *Archdale* del río *Little Sugar Creek*, ubicada en el estado de Carolina del Norte de los Estados Unidos de América), en donde se puede observar la problemática asociada a la incertidumbre mostrada por el enfoque no-estacionario, frente al estacionario.

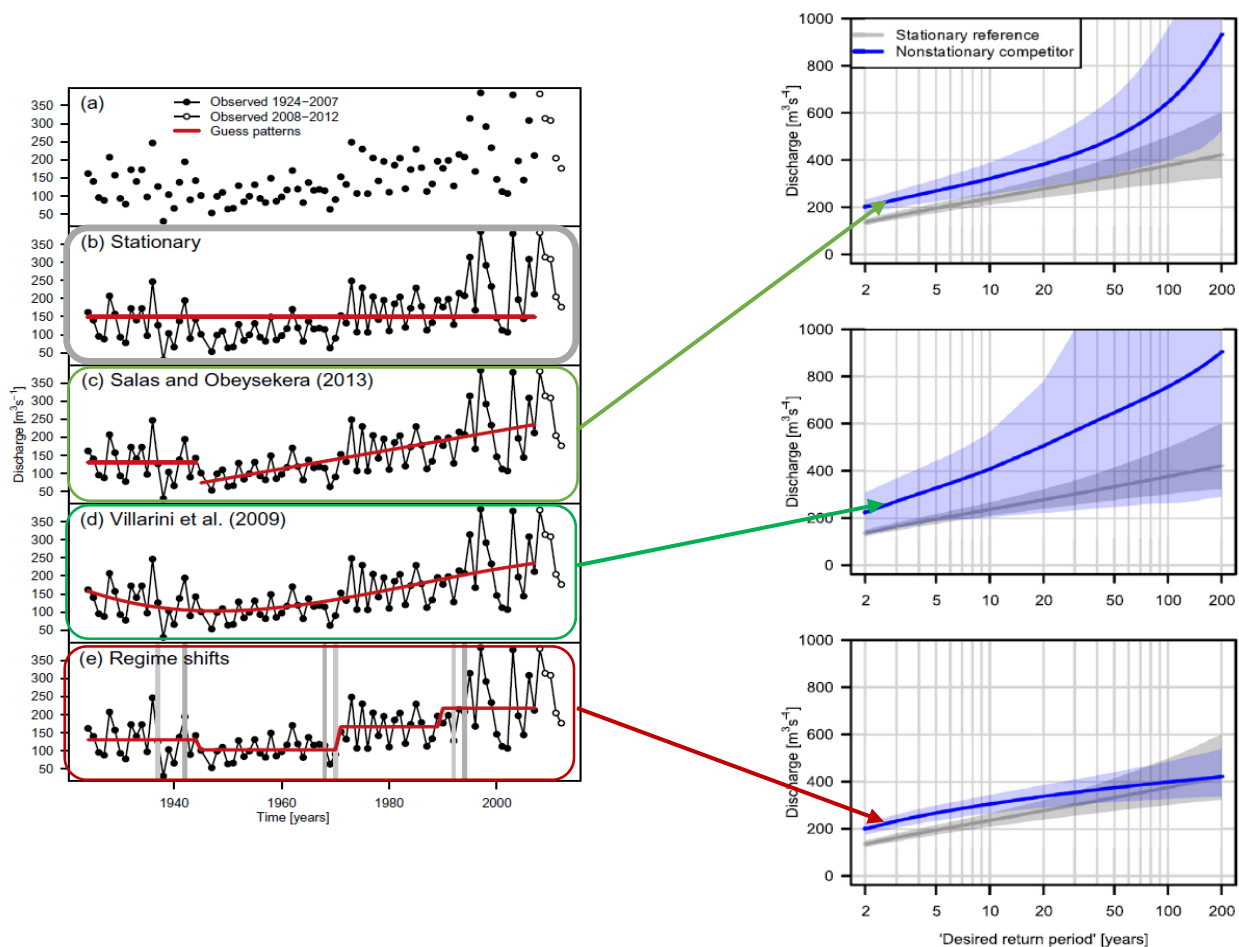


Figura 9. Estimación de cuantiles en *Little Sugar Creek (Archdale)* bajo perspectiva estacionaria y no-estacionaria junto con intervalos de confianza al 95% ilustrados en sombreado (Fuente: Serinaldi and Kilsby, 2015)

Por otro lado, a la problemática de la escasez de registros se une la incertidumbre asociada a la correcta identificación y tratamiento de los posibles *outliers* de las muestras de partida, cuya presencia puede llegar a provocar una distorsión importante en el ajuste de la función de distribución y las predicciones derivadas de ésta (Lamontagne *et al.*, 2013).

Todas las anteriores fuentes de incertidumbre inciden de una forma indirecta en los modelos hidrometeorológicos de avenidas, ya que ese tipo de modelos requieren de ser calibrados, a nivel estadístico, en base a la distribución de frecuencia de caudales extremos inferida a partir de los niveles de agua registrados en las estaciones de aforo (Jiménez, Mediero and García, 2014). Dicha calibración presenta a su vez incertidumbres relativas al hecho de que existan numerosas combinaciones de los componentes del modelo que puedan conducir a idénticos resultados del caudal de avenida (Umakhanthan and Ball, 2005), además de contar con fuentes de incertidumbre específicas de cada etapa del proceso de modelización que abarcan desde los errores de medición, registro y procesamiento de sus datos de partida hasta la imprecisión de los valores de los parámetros del modelo y sus predicciones (Hernández López, 2017).

Por último, la posibilidad de analizar la evolución de la distribución de frecuencia de caudales extremos a partir de las proyecciones de precipitación obtenidas bajo los modelos climáticos de circulación global, GCM, presenta una elevada diversidad de importantes fuentes de incertidumbre entre las que cabe desatacar (Mitchell and Hulme, 1999; Knutti, 2008; Brekke and Barsugli, 2013; IPCC, 2014):

- Imprecisiones derivadas de la medición, registro y procesamiento de los datos de partida.
- Variabilidad asociada al caos que reside en las leyes que gobiernan el clima.
- Evolución y caos asociado a las fuerzas externas que interactúan con la dinámica térmica de la atmósfera tales como son la actividad solar, la dinámica del eje de rotación terrestre o la emisión de gases y partículas asociadas a la aleatoriedad de las erupciones volcánicas de la Tierra.
- Cambio y adaptación de la vegetación terrestre a la variabilidad del clima y el cambio climático antrópico.
- Ciclo de vida de los gases de efecto invernadero y evolución futura de las emisiones de origen antrópico.
- Incertidumbre inherente al ajuste de ciertas parametrizaciones necesarias para simular algunos aspectos del clima como son la formación de las nubes o el crecimiento de la vegetación.
- Limitaciones derivadas de la propia resolución espacial y temporal de los modelos.

Todas estas incertidumbres relativas a los modelos GCM afectan directamente a sus regionalizaciones climáticas asociadas, ya que los datos de partida en los que se apoyan éstas últimas son precisamente los resultados derivados de los GCM. Estas regionalizaciones climáticas presentan además sus propias fuentes de incertidumbre específicas, derivadas de la modelización e hipótesis adoptadas bajo cada una de las técnicas de regionalización climática existentes (Sharma *et al.*, 2015).

1.4 Técnicas para reducir la incertidumbre

Dada la trascendencia de las numerosas fuentes de incertidumbre citadas con anterioridad, se ha dedicado un importante esfuerzo orientado a desarrollar metodologías y técnicas de análisis con las que poder reducir la cuantía de dichas incertidumbres, a fin de obtener estimaciones de los cuantiles de avenida más precisas.

En lo que respecta a los errores derivados de los datos de partida de los caudales de avenida, las investigaciones y el desarrollo tecnológico experimentado durante las últimas décadas han permitido ir mejorando las técnicas de medición, registro y procesamiento de los datos recopilados, consiguiendo con ello reducir los errores sistemáticos de medición (WMO-No.1044, 2010).

Asimismo, las importantes investigaciones relacionadas con las técnicas de estimación de parámetros, desarrolladas desde los años 70 del siglo pasado hasta nuestros días, han contribuido a establecer nuevos estimadores capaces de proporcionar una mayor representatividad de las distribuciones de frecuencia y una menor sensibilidad a los *outliers* de las muestras de partida (ver apartado 1.2.1.3 del presente capítulo). Adicionalmente han sido desarrollados nuevos estadísticos asociados a los estimadores anteriormente mencionados, a fin de facilitar la tarea de identificar la función o funciones que mejor representan en cada caso la distribución de frecuencia de las avenidas en estudio (ver apartado 1.2.1.4).

Aún con todo, la escasez de registros hidrométricos y la dificultad de diferenciar con rigor a qué mecanismo físico responde cada crecida continúan presentándose como el principal problema al que se enfrenta el análisis de frecuencia de avenidas, habiéndose dedicado por ello numerosos esfuerzos en tratar de paliar tal problemática mediante la inclusión al análisis de información adicional a los registros sistemáticos de carácter local de las estaciones de aforo. Esta ampliación de información puede llegar a comprender las siguientes prácticas, cuyo estado del conocimiento se detalla respectivamente en los apartados 1.4.1 al 1.4.5:

- Incorporación al análisis de información histórica ajena al periodo de registros sistemáticos, ya sea mediante umbrales perceptivos de no excedencia, valores de avenidas históricas documentadas y/o paleoinundaciones.
- Extensión de la serie sistemática de caudales punta de una determinada estación a partir del registro de sus caudales medios diarios.
- Análisis conjunto de muestras vinculadas a estaciones de aforo distintas mediante a través de técnicas de regionalización (Análisis Regional de Frecuencia). Estas técnicas resultan asimismo aplicables a la variable de las precipitaciones extremas.
- Incorporación de información complementaria asociada al mecanismo de generación de las avenidas consideradas en el análisis.
- Combinación de dos o más de las anteriores prácticas bajo el paradigma bayesiano.

1.4.1 Incorporación de avenidas ajenas al periodo de registros sistemáticos

Más allá del periodo de registros sistemáticos bajo el cual se hayan monitorizado los niveles de agua alcanzados en una estación de aforos, podrían existir evidencias de crecidas ocurridas en la zona relativas a tiempos en los que no se contaba con instrumentación de medida alguna o periodos en los que dicha instrumentación se encontraba temporalmente inoperativa. En tales casos se muestra razonable plantear la posibilidad de incorporar este tipo de información de carácter histórico al análisis de frecuencia, existiendo actualmente toda una corriente de hidrólogos que abogan por su utilización a fin de conseguir reducir la incertidumbre asociada a las estimaciones de los cuantiles más extremos (Stedinger and Cohn, 1986; England, Jarrett and Salas, 2003; Payrastre, Gaume and Andrieu, 2011; Kjeldsen *et al.*, 2014).

Bajo este contexto se diferencian tres principales tipos de avenidas ajenas al periodo de registros sistemáticos (WMO-No.168, 2009; WRC, 2018), vinculados a :

1. Información relativa a avenidas históricas ocurridas en la zona décadas o siglos atrás, documentadas por la comunidad asentada en su momento en la zona en base a las marcas dejadas por el agua tras el paso de la avenida. En su sentido más amplio, este tipo de información incluye las siguientes posibilidades ilustradas gráficamente en la **Figura 10**:
 - Avenidas históricas sobre las cuales se tiene la certeza de que la magnitud de su caudal punta quedó comprendida entre un cierto rango de valores.
 - Avenidas históricas sobre las cuales se tiene la certeza de que la magnitud de su caudal punta llegó a superar un cierto umbral.
 - Periodo histórico bajo el cual resulta razonable asumir que ninguna avenida llegó a superar un determinado valor punta conocido como *umbral de percepción*, al entenderse que dicho umbral resulta lo suficientemente elevado como para que cualquier avenida que lo hubiese superado habría sido documentada por la comunidad asentada en la zona.

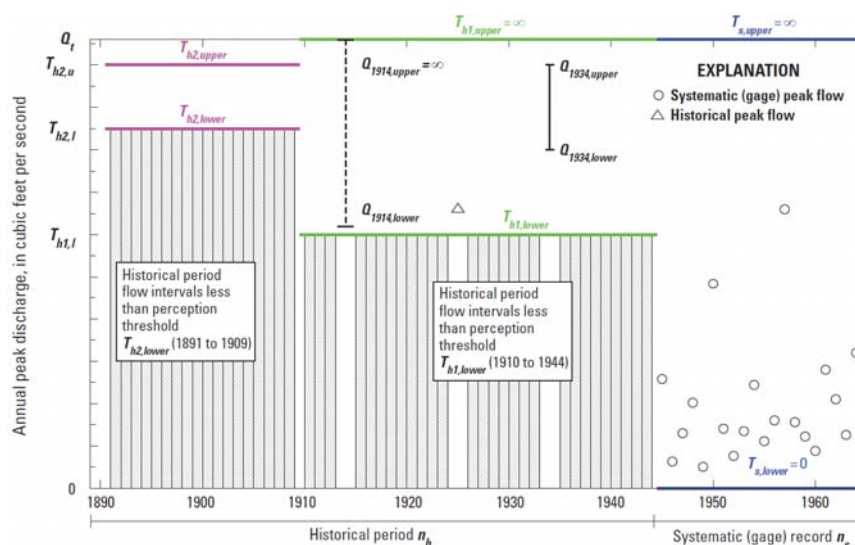


Figura 10. Complementación de registros sistemáticos mediante información histórica (Fuente: WRC, 2018)

2. Umbrales de percepción asociados a años sin medición dentro de periodos discontinuos de registros, tal y como se ilustra en la siguiente **Figura 11**.

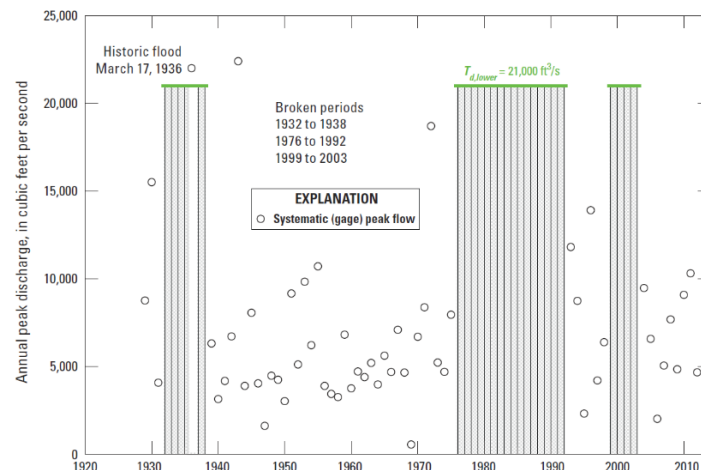


Figura 11. Registros sistemáticos discontinuos completados con umbrales de percepción (Fuente: WRC, 2018)

3. Paleoinundaciones vinculadas a avenidas pasadas detectadas a partir del análisis de la geomorfología de la zona en estudio (House *et al.*, 2002), así como información botánica asociada a las señales físicas que las avenidas pueden dejar grabadas en los árboles (Hupp, 1987). En la siguiente **Figura 12**, extraída del Boletín 17C del USGS (WRC, 2018), se muestran esquemáticamente las posibles evidencias físicas que pueden quedar grabadas en los ríos tras el paso de grandes avenidas.

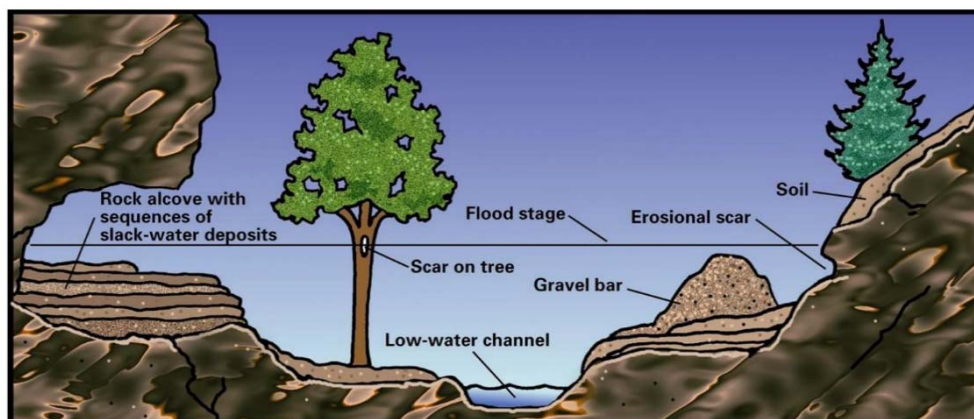


Figura 12. Esquema de posibles evidencias físicas de avenidas pasadas (Fuente: Jarrett and England, 2013)

Para el caso de las grandes avenidas ocurridas en el continente europeo hace décadas o siglos atrás, se cuenta con trabajos de investigación bajo los que se han analizado las fuentes de información más relevantes vinculadas a la ocurrencia de avenidas históricas y paleoinundaciones (Brázdil, Kundzewicz and Benito, 2006; Brázdil *et al.*, 2012), existiendo además ciertos países de Europa en los que se cuenta con depósitos oficiales en donde se registra la información de las grandes avenidas del pasado (Kjeldsen *et al.*, 2014).

Este tipo de información ha sido utilizada por diferentes autores para incrementar la precisión de las estimaciones de los cuantiles extremos (Williams and Archer, 2002; Benito *et al.*, 2004; Gaál *et al.*, 2010; Macdonald and Black, 2010; Jiménez-Álvarez *et al.*, 2013), siendo su uso recomendado incluso en algunas guías oficiales de análisis de inundaciones (MARM, 2011; WRC, 2018).

En este sentido, puesto que la particularidad temporal y la imprecisión asociada a este tipo de información impide la aplicación directa de las técnicas de ajuste descritas en el apartado 1.3.1.3 del presente capítulo (Neppel *et al.*, 2010), durante las últimas décadas se han desarrollado procedimientos de análisis adicionales que permiten estimar la distribución de frecuencias bajo presencia de información histórica supeditada a cierto grado de incertidumbre, entre los que cabe destacar el algoritmo de los momentos esperados EMA (Cohn, Lane and Baier, 1997) y la técnica bayesiana fundamentada en los métodos *Markov Chain Monte Carlo* BMCMC (Reis and Stedinger, 2005). Esta última técnica presenta una gran flexibilidad para poder incluir al análisis la incertidumbre de los valores de las avenidas históricas, así como el rango de incertidumbre asociado a los registros sistemáticos derivado de los errores de lectura y el procesamiento de los datos (Parkes and Demeritt, 2016).

No obstante, los cambios experimentados por el clima, los usos del suelo y la propia geomorfología de los ríos durante épocas pasadas suponen un importante obstáculo que dificulta la incorporación de este tipo de información histórica a los análisis de frecuencia (Kjeldsen *et al.*, 2014), ya que resulta bastante probable que las avenidas que se remontan a siglos pasados se originaran bajo distribuciones de frecuencia diferentes a la de los registros sistemáticos actuales (Hosking and Wallis, 1997; Benito *et al.*, 2008).

A fin de lidiar con este inconveniente, Machado *et al.* (2015) analizaron la inclusión de la información histórica del río Tajo a su paso por el municipio español de Aranjuez en un modelo de frecuencias no-estacionario dirigido por la covariable climática de la Oscilación del Atlántico Norte (NAO), y un índice hidrológico asociado a la regulación de la cuenca en cuestión. En este sentido, si bien como resultado del trabajo se obtuvieron mejores ajustes de la función de distribución Log-Normal que bajo el enfoque estacionario, las predicciones derivadas del modelo no-estacionario, para tiempos futuros, resultan inciertas al encontrarse condicionadas a la elevada variabilidad de las proyecciones que los modelos climáticos GCM pronostican sobre el índice NAO (Osborn, 2004), así como al cambio que a lo largo del tiempo puede sufrir la relación existente entre las precipitaciones y dicho índice NAO (Goodess and Jones, 2002).

Adicionalmente al problema de la no-estacionariedad, Hosking and Wallis (1997) plantearon otros posibles inconvenientes asociados a la incorporación de este tipo de información de carácter histórico, relativos a:

- Posibilidad de que la información histórica con la que se cuenta resulte sesgada, ya que por ejemplo, en el hipotético caso de que se cuente con registros sistemáticos para el periodo 1980-2014 y un dato histórico del año 1780, podría resultar no del todo descartable que durante el periodo 1781-1979 se hubieran dado avenidas de mayor magnitud a la ocurrida en 1780 pero que por motivos desconocidos no hubieran sido documentadas.
- Dificultad de compatibilizar la inclusión de la información histórica con el análisis regional de frecuencias, debido a que este tipo de información se limita a cuencas puntuales y no a una muestra representativa a lo largo de toda la región. No obstante, existen técnicas bayesianas bajo las cuales es posible combinar ambos aspectos de una forma eficaz (Jin and Stedinger, 1989; Gaume *et al.*, 2010; Viglione *et al.*, 2013), cuya descripción se incluye en el apartado 1.4.5. del presente capítulo.

1.4.2 Extensión de series de caudal punta bajo registros de caudal medio diario

En aras de contar con unas series de caudal punta lo más extensas y representativas posibles mediante las cuales poder estimar con mayor precisión los cuantiles de caudal punta derivados del análisis de frecuencia, para aquellos años en los que no se cuente con datos del caudal punta pero sin embargo sí existan valores del caudal medio diario, cabrá la posibilidad de rellenar las lagunas de registro de los primeros mediante su estimación a través de los datos del caudal medio diario (MARM, 2011).

En este sentido, la posibilidad de estimar el caudal punta a partir del caudal medio diario ha sido estudiada por los hidrólogos desde principios del siglo XX, distinguiéndose dos principales enfoques de análisis:

- i. Búsqueda de correlaciones matemáticas entre el coeficiente de flujo máximo k y las características fisiográficas de las cuencas (Fuller, 1914; Ellis and Gray, 1966; Correia, 1983; Silva and Tucci, 1998; Taguas *et al.*, 2008), siendo k el cociente entre el caudal máximo instantáneo y el correspondiente caudal medio diario.
- ii. Utilización de la secuencia de los caudales medios diarios registrados durante la avenida en cuestión para estimar el valor del caudal máximo instantáneo alcanzado durante la misma (Jarvis, 1936; Langbein, 1944; Sangal, 1983; Fill and Steiner, 2003).

De entre todas las expresiones matemáticas actualmente disponibles para transformar los caudales máximos medios diarios en instantáneos, quizá la más conocida y utilizada sea la fórmula de Fuller (1914) cuya aplicación ha sido incluso recomendada por documentos oficiales tales como la Guía Técnica sobre la Avenida de Proyecto del Comité Nacional Español de Grandes Presas (CNEGP, 1997). Esta fórmula fue derivada del estudio de 24 cuencas hidrográficas de la zona oriental de los Estados Unidos de América, con áreas de drenaje entre los 3.06 y 151.592 km², obteniéndose la siguiente expresión (1.11):

$$k = \frac{Q_{mi}}{Q_{md}} = \left(1 + \frac{a}{A_c^b}\right) \quad (1.11)$$

donde:

k = Coeficiente de flujo máximo

Q_{mi} = Caudal máximo instantáneo anual (m³/s)

Q_{md} = Caudal máximo medio diario anual (m³/s)

A_c = Área de cuenca (km²)

a , b = parámetros de la fórmula de Fuller que en su versión original resultan igual a 2.66 y 0.3, respectivamente. Como apuntan Ellis and Gray (1966), el coeficiente a puede ser interpretado como un índice de la agresividad de las precipitaciones que generan la escorrentía, mientras que el exponente b cuantifica la importancia relativa del área de cuenca respecto a dicho índice.

En línea con lo expresado por la anterior ecuación (1.11), en las siguientes **Figura 13(a) y 13(b)** se muestran sendos ejemplos de cómo el tamaño de la cuenca condiciona la forma del hidrograma de las avenidas máximas anuales, pudiéndose observar que cuanto mayor superficie presenta la cuenca, menor resulta la relación k entre el Q_{mi} y el Q_{md} .

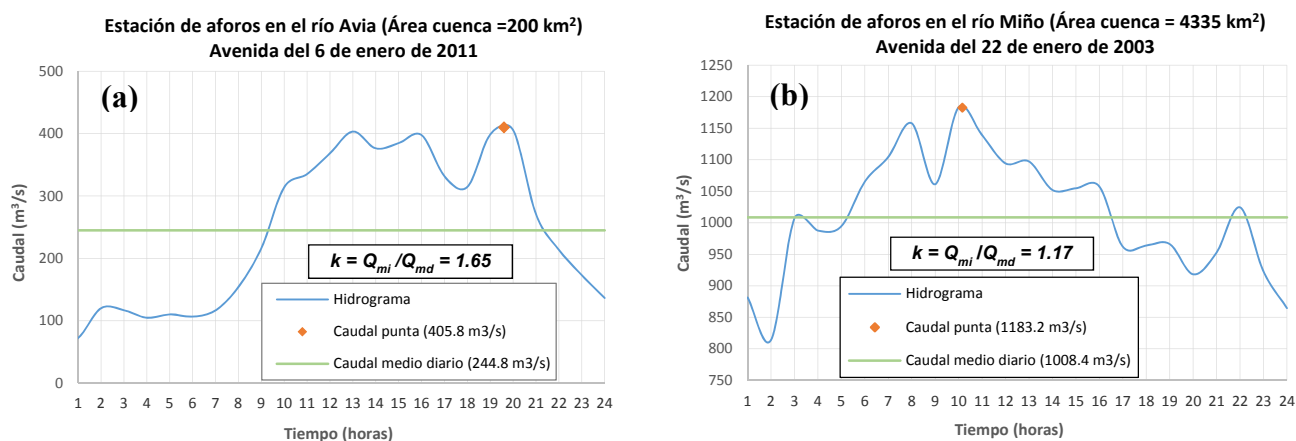


Figura 13. (a) Hidrograma de avenida registrada en el alto Avia (Ourense, Galicia). (b) Hidrograma de avenida registrado en el alto Miño (Lugo, Galicia)

Durante décadas, la amplia aceptación de la fórmula de Fuller ha llevado a que ésta haya sido adaptada a distintas partes del mundo a través de la calibración de sus coeficientes a y b (Silva and Tucci, 1998), labor realizada en el caso de España por Gete and Oncins (1978) a una escala global, y por Jiménez-Álvarez *et al.* (2013) a través de la distinción de 12 regiones diferenciadas de la España Peninsular. A una escala más reducida existe la adaptación de la fórmula de Fuller realizada por Álvarez (2000) para la zona noroccidental de Galicia, en cuyo trabajo se cuantifica la reducción de sesgos alcanzada por la adaptación de la fórmula a la zona en cuestión.

Este esfuerzo por regionalizar la adaptación de la fórmula de Fuller ha sido justificado por diferentes autores (Ellis and Gray, 1966), apoyándose en la idea de que aunque el área es sólo uno de los muchos factores que establecen la forma del hidrograma de la avenida, generalmente resulta el factor predominante siempre y cuando la región analizada presente una suficiente similitud climática e hidrológica.

No obstante, la identificación de esas supuestas regiones no resulta trivial (Benson, 1962a), ya que puede darse el caso de que existan cuencas muy próximas con características morfológicas suficientemente dispares como para que, más allá del área de cuenca, la generación de la forma del hidrograma se vea apreciablemente condicionada por esas otras características. Debido a ello, diferentes autores plantearon la posibilidad de mejorar la relación de Fuller a través de la incorporación de variables hidrológicas adicionales al área de cuenca (Gete and Oncins, 1978; Silva and Tucci, 1998; Taguas *et al.*, 2008), cabiendo destacar la siguiente expresión (1.12) propuesta por Taguas *et al.* (2008) para el sureste de la Península Ibérica, expresión bajo la cual fueron obtenidos menores sesgos, menores errores cuadráticos medios y mayores coeficientes de determinación R^2 que los alcanzados bajo la aplicación de la ecuación clásica de Fuller.

$$k = \frac{Q_{mi}}{Q_{md}} = a \cdot P^b \cdot A^c \cdot S^d \quad (1.12)$$

donde:

P = Precipitación media anual de la cuenca (mm)

A = Área de la cuenca (km²)

S = Pendiente media del canal principal de la cuenca (m/m)

a, b, c, d = parámetros de la fórmula propuesta por Taguas et al. (2008), de valor 3.51×10^{-14} , 3.997, 1.157 y 0.619 respectivamente.

Por otro lado, virando al segundo enfoque de análisis indicado al inicio del presente apartado, caben ser destacadas las fórmulas propuestas por Jarvis (1936), Langbein (1944), Sangal (1983) y Fill and Steiner (2003), cuyas expresiones matemáticas presentan como denominador común un mismo procedimiento de estimación bajo el cual el valor del caudal máximo instantáneo es estimado a partir de la secuencia de los caudales medios diarios registrados durante la avenida en cuestión, tal y como muestra la ecuación (1.13):

$$Q_{mi} = a Q_2 + b (Q_1 + Q_3) \quad (1.13)$$

donde:

Q_{mi} = Caudal máximo instantáneo de la avenida en cuestión

Q_2 = Caudal máximo medio diario del día pico de la avenida

Q_1 = Caudal máximo medio diario del día precedente al pico de la avenida

Q_3 = Caudal máximo medio diario del día posterior al pico de la avenida

a, b = parámetros a estimar según la región en estudio

Bajo este segundo enfoque de análisis cabe destacar el estudio realizado por Fill and Steiner (2003) para 14 cuencas brasileñas con áreas de drenaje comprendidas entre los 50 y los 700 km², en base al cual se obtuvo una apreciable reducción de los sesgos y errores cuadráticos medios en comparación con los resultados derivados de la aplicación de la clásica fórmula de Fuller. Como aportación a la anterior ecuación (1.13), estos últimos autores incorporaron un parámetro adicional mediante el cual ajustar el valor arrojado por el segundo término de dicha expresión, parámetro derivado de la relación lineal encontrada entre el ratio $Q_{mi}^{estimado}/Q_{mi}^{observado}$ y el ratio $(Q_1 + Q_3)/2Q_2$.

1.4.3 Análisis regional de frecuencia

Dada la escasa longitud de las series de hidrométricas con las que actualmente se cuenta, las estimaciones de los cuantiles de avenida basadas en el uso exclusivo de los datos locales de una determinada estación de aforos suelen verse acompañadas de una considerable incertidumbre, bajo la cual se dificulta la toma de decisiones relacionadas con las medidas de protección a adoptar frente al riesgo que suponen las avenidas (WMO-No.168, 2009).

Esta incertidumbre, derivada del error asociado a la estimación de los parámetros de las funciones de distribución evaluadas, resulta tanto más acusada cuanto mayor es la magnitud del cuantil estimado y menor es la longitud de la serie de registros (J. R. Stedinger, Vogel and Foufoula-Georgiou, 1993). A modo ilustrativo, en las siguientes **Figuras 14(a) y 14(b)** se muestra cómo la longitud de la serie condiciona el rango de variabilidad muestral de las ratios de los L-momentos de segundo y tercer orden, estadísticos a partir de los cuales se pueden obtener los parámetros de escala y forma de las funciones de distribución que en su expresión matemática cuentan con tres parámetros. Tales figuras han sido extraídas de los resultados obtenidos por Jiménez, Mediero and García (2014) en base al análisis de 1000 series sintéticas de diferentes longitudes, generadas mediante simulaciones de Monte Carlo bajo una función de distribución GEV de media la unidad y valores del coeficiente de L-variación y L-coeficiente de asimetría de 0,40 y 0,25 respectivamente.

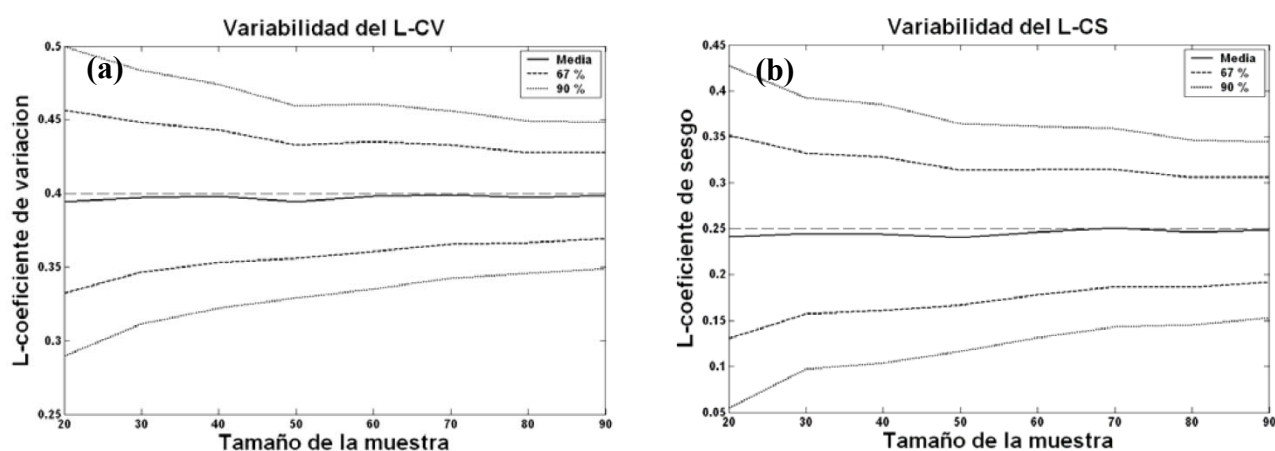


Figura 14. (a) Media e intervalos de confianza del 67 y 90 % de la estimación del coeficiente de L-variación en función del tamaño de muestra. (b) Media e intervalos de confianza del 67 y 90 % de la estimación del L-coeficiente de asimetría en función del tamaño de muestra (Fuente: Jiménez, Mediero and García, 2014)

Como se puede observar, los L-momentos muestrales obtenidos de la simulación de la función GEV anteriormente mencionada (y por tanto los parámetros asociados a dichos estadísticos) pueden llegar a presentar una considerable desviación respecto a los valores originales de la población de partida, tanto más acusada cuanto menor es el tamaño de la muestra y mayor es el orden del momento evaluado (Griffis and Stedinger, 2007, 2009). Esto pone de relieve el problema asociado a tener que estimar los parámetros de las funciones de distribución con series relativamente cortas (Klemeš, 2000a), derivándose de ello una elevada incertidumbre en la estimación de los cuantiles de avenida.

Atendiendo a esta problemática incertidumbre, así como a la necesidad de estimar los cuantiles de avenida en puntos de desfogue en los que no se cuenta con registros, a mediados del siglo XX surge el análisis regional de frecuencias como herramienta capaz de paliar los anteriores inconvenientes al compensar la escasez o inexistencia de los registros en el tiempo con su relativa abundancia en el espacio (Dalrymple, 1960). En sus orígenes, esta perspectiva regional fue planteada en base a una metodología conocida con el nombre del *índice de avenida*, bajo la cual se asume la hipótesis de existencia de regiones hidrológicamente homogéneas en las que, excepto por un factor de escala, las avenidas de todas las cuencas pertenecientes a la región siguen una misma distribución de frecuencias.

Pese a su gran aportación, la validez del método del *índice de avenida* no se ha encontrado exento de cierta desconfianza a lo largo de su historia, tanto debido a la dificultad de identificar correctamente la homogeneidad o heterogeneidad de las regiones, así como por la incertidumbre asociada a la elección de la función de distribución regional de frecuencias y la correspondiente estimación de sus parámetros (M.A. Benson, 1962a; Chow and Watt, 1990; Bobée and Rasmussen, 1995). No obstante, todo el análisis crítico planteado ha resultado de gran valor, ya que a partir de él se ha impulsado la mejora y el desarrollo de nuevos procedimientos que han ido aportando una mayor capacidad de identificación de la homogeneidad regional, así como un mayor potencial de discriminación y ajuste de las funciones de distribución.

Aún con todo y pese a la gran cantidad de metodologías propuestas, la identificación de la homogeneidad regional y la correspondiente estimación de los cuantiles regionales continúa siendo una difícil tarea subordinada a cierto grado de subjetividad, no existiendo a día de hoy un consenso generalizado que permita recomendar un determinado procedimiento que resulte claramente superior a los demás (Naghetini, 2017).

Desde un punto de vista general, el análisis regional de frecuencia se encuentra constituido por dos fases fundamentales de análisis que aplican a toda la diversidad de procedimientos propuestos en la literatura (WMO-No.168, 2009):

1. Una primera fase vinculada a la delineación de regiones hidrológicamente homogéneas, en las que resulta razonable adoptar una misma parametrización del modelo a considerar para representar la frecuencia de las avenidas en todas las cuencas pertenecientes a una misma región. Para ello han sido propuestas numerosas técnicas de delineación presentadas en el siguiente subapartado 1.4.3.1, así como diferentes pruebas estadísticas de homogeneidad que se incluyen en el subapartado 1.4.3.2.
2. Una segunda fase de estimación regional de los cuantiles en los puntos de desfogue de interés, realizada a través de la transferencia a dichos puntos de la información hidrométrica existente en las estaciones aforadas de la región (puntos que a su vez pueden o no contar con información propia). Las diferentes metodologías propuestas en la literatura para llevar a cabo tal transferencia de información se presentan en el subapartado 1.4.3.3.

1.4.3.1 Delineación de regiones

Como primera etapa del análisis regional de frecuencia se encuentra la delimitación de regiones que resultan susceptibles de ser consideradas como aceptablemente homogéneas, para lo cual existen numerosos procedimientos mediante los cuales es posible agrupar las estaciones que presentan una apreciable similitud hidrológica en regiones diferenciadas.

Desde un punto de vista generalizado, la definición de las regiones resulta susceptible de ser realizada de tres diferentes maneras, tal y como se ilustra en la **Figura 15** (WMO-No.168, 2009):

- a) Regiones fijas geográficamente continuas.
- b) Regiones fijas geográficamente discontinuas.
- c) Regiones de vecindad en donde a cada sitio de interés o estación objetivo se le asocia una región homogénea propia en base a procedimientos específicos de delineación como son la región de influencia *ROI* (Burn, 1990), el análisis de correlación canónica (Cavadias, 1990) o la función estadística de profundidad (Chebana and Ouarda, 2008).

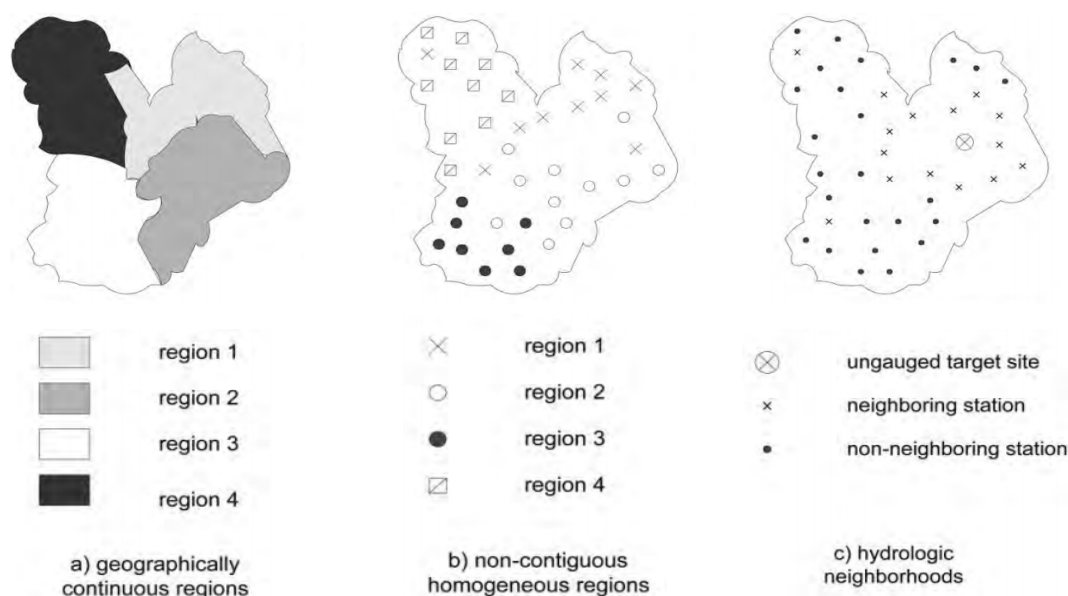


Figura 15. Procedimientos de delineación de regiones potencialmente homogéneas (Fuente: Ouarda *et al.*, 2001)

Comparativamente, las regiones de vecindad presentan la ventaja de atenuar el efecto frontera entre regiones, pudiéndose incluir un mayor número de estaciones en las regiones de influencia de los puntos de interés al no tener que renunciar a incluir una determinada estación en una cierta región por el hecho de que resulte a su vez susceptible de ser incluida en otras regiones. No obstante, el peso a asignar a cada una de las estaciones que conforman las regiones de influencia puede introducir cierta ambigüedad al análisis (Hosking and Wallis, 1997, p.145-148), motivo por el cual desde hace algo más de una década se ha empezado a prestar atención a la aplicación de las técnicas geoestadísticas como alternativa para cuantificar la influencia que cada estación presenta sobre el punto de interés (Chokmani and Ouarda, 2004; Skøien, Merz and Blöschl, 2006).

Desde una perspectiva global, los diferentes procedimientos de delineación de regiones existentes pueden ser catalogados según las siguientes tipologías (Naghattini, 2017) :

1. *Procedimientos basados en características geográficas*

Bajo este primer procedimiento, la agrupación de estaciones se realiza en base a criterios meramente asociados a la proximidad geográfica, a veces condicionados a los límites de ciertas Administraciones provinciales (NERC, 1975). Se trata de un procedimiento arbitrario y subjetivo que presenta el inconveniente de poder llegar a incluir en una determinada región ciertas estaciones que no resultan lo suficientemente homogéneas respecto al resto, a la vez que se obstaculiza la agrupación de estaciones homogéneas cuando éstas se encuentran relativamente alejadas.

Este procedimiento de delineación ha sido en parte utilizado por diferentes estudios realizados a nivel nacional en el caso de España, entre los que cabe citar la regionalización llevada a cabo por Ferrer (1996) para las lluvias máximas diarias anuales, o la regionalización de los caudales máximos anuales realizada por el CEDEX (2011) en donde las regiones propuestas se encuentran apreciablemente vinculadas a los límites administrativos de las Confederaciones Hidrográficas de la España Peninsular.

2. *Procedimientos basados en consideraciones subjetivas*

Otra sencilla alternativa de agrupación se refiere a la posibilidad de incluir en una misma región todas las estaciones que presentan similitud respecto a ciertos atributos locales de tipo climático o topográfico, radicando la subjetividad de este procedimiento en el carácter aproximado o cualitativo de los atributos que se utilizan en el proceso de agrupación. Como ejemplo del uso de este tipo de procedimiento cabe citar el análisis regional de precipitaciones máximas anuales realizado por Schaefer (1990) para el estado norteamericano de Washington, bajo el cual las diferentes estaciones fueron agrupadas según la similitud de la precipitación media anual acaecida en cada estación.

3. *Procedimientos basados en criterios objetivos*

Bajo este procedimiento las regiones son constituidas mediante la asignación de las estaciones a una u otra región en función de si la característica local seleccionada excede un umbral previamente definido. Este umbral puede ser seleccionado de manera que se minimice el criterio de heterogeneidad adoptado para las regiones consideradas, en base a la relación del funcional de verosimilitud (Wiltshire, 1985), la variación dentro de la región del coeficiente de variación muestral (Wiltshire, 1986) o la variación dentro de la región de los L-momentos muestrales LCs y LCK (Pearson, 1991). Posteriormente las regiones son subdivididas en un proceso iterativo hasta alcanzar una región que resulte aceptablemente homogénea.

4. *Procedimientos basados en análisis cluster*

El análisis *cluster* es un método estadístico de análisis multivariable diseñado para separar datos en grupos diferenciados, de forma tal que los datos asignados a un mismo grupo presentan una mayor similitud entre sí que la que muestran respecto a datos asignados a otros grupos (Rao and Srinivas, 2008). Bajo este

procedimiento, cada estación se asocia con un vector de datos en el que se almacenan ciertos atributos de la estación en cuestión (estadísticos locales, características locales o alguna combinación de los mismos), agrupando posteriormente las estaciones en función de la similitud mostrada por los respectivos vectores en base a la distancia euclídea expresada por la siguiente ecuación (1.14):

$$d_{ij} = \sqrt{\sum_{k=1}^n (C_{ik} - C_{jk})^2} \quad (1.14)$$

donde:

d_{ij} = Distancia asociada a la disimilitud entre las estaciones i y j

C_{ik} = Atributo o característica k asociada a la estación i ($k = 1, 2, \dots, n$)

C_{jk} = Atributo o característica k asociada a la estación j ($k = 1, 2, \dots, n$)

El análisis *cluster* ha sido utilizado por numerosos autores para delinear regiones aceptablemente homogéneas sobre las que aplicar los métodos de estimación regional (Burn, 1989; Hosking and Wallis, 1997; Rao and Srinivas, 2006; Smith, Sampson and Bates, 2015), siendo la técnica de Ward comúnmente utilizada por su capacidad de delinear regiones de tamaño aproximadamente equivalente (Ward, 1963).

5. Otros procedimientos

Existen otros procedimientos de delineación, basados en técnicas de análisis multivariable, bajo los cuales las estaciones son asimismo agrupadas en regiones en las que las características locales de las estaciones que las componen resultan similares. Ejemplo de ello resulta el análisis factorial (White, 1975), el análisis discriminante (Waylen and Woo, 1982), el análisis de componentes principales (Nathan and McMahon, 1990), el procedimiento de la región de influencia ROI (Burn, 1990), el análisis de correlación canónica (Cavadias, 1990; Ouarda *et al.*, 2001) o las técnicas planteadas por Ilorme and Griffis (2013) para identificar las características físicas que mayor relevancia presentan en el proceso de delineación de las regiones homogéneas.

Asimismo, otros procedimientos vinculados a los índices de estacionalidad de las avenidas también han sido utilizados con éxito en la identificación de regiones homogéneas (Ouarda, Ashkar and El-Jabi, 1993; Ouarda *et al.*, 2006), así como técnicas de análisis asociadas a la función estadística de profundidad (Chebana and Ouarda, 2008; Wazneh, Chebana and Ouarda, 2015).

Un último procedimiento a destacar es el conocido bajo el término anglosajón de *scaling method*, bajo el cual es posible identificar regiones aceptablemente homogéneas basándose exclusivamente en el comportamiento de escala que presentan las avenidas respecto al tamaño de la cuenca que las desarrolla (Dawdy, Griffis and Gupta, 2012). Este método, relativamente novedoso, ha sido utilizado con éxito por Gado and Nguyen (2016) para delimitar regiones homogéneas en la provincia de Québec (Canadá).

Debido a esta gran cantidad de procedimientos de delineación existentes, diferentes autores han desarrollado estudios comparativos a fin de evaluar si existe un procedimiento que resulte claramente superior a los demás (GREHYS, 1996a, 1996b; Ouarda *et al.*, 2006; Chebana and Ouarda, 2008; Gado and Nguyen, 2016). No obstante, si bien en dichos estudios se llega a identificar la superioridad de uno de los procedimientos concretamente analizados, todavía resulta incierto que de ello puedan sacarse conclusiones globales que permitan recomendar inequívocamente, y para cualquier caso en estudio, un determinado procedimiento por encima de todos los demás.

1.4.3.2 Pruebas de homogeneidad regional

Como complemento a los procedimientos de delineación descritos en el apartado anterior, existen diferentes pruebas estadísticas que permiten evaluar cuantitativamente la homogeneidad de las estaciones previamente agrupadas, siendo posible refinar la delineación de tales regiones mediante un proceso iterativo en el que se va analizando el resultado de la prueba al redefinir la agrupación bajo alguna de las siguientes actuaciones (Hosking and Wallis, 1997):

- Redefinir agrupaciones iniciales
- Subdividir y/o unir regiones
- Reasignar estaciones de una región a otra
- Eliminar estaciones que presentan datos poco fiables o apreciablemente heterogéneos

Indeseablemente, la aplicación de este proceso heurístico podría llegar a convertirse en un proceso de optimización meramente matemático, aspecto que en la práctica ha de intentar evitarse a través de la evaluación de regiones que presenten una adecuada consistencia entre la homogeneidad estadística vinculada a las pruebas de homogeneidad, y la homogeneidad física derivada de la delineación regional sustentada en la caracterización física de las cuencas (Ilorme and Griffis, 2013).

Presentada con anterioridad la parte correspondiente a la homogeneidad física de las regiones, el presente apartado se centra en la descripción del estado del conocimiento de las diferentes pruebas de homogeneidad mediante las cuales se evalúa la hipótesis de que todas las estaciones de una misma región presentan idéntica distribución de frecuencias, excepto por un factor de escala local. De este modo, si los datos muestrales de las estaciones que constituyen la región apuntan de forma estadísticamente significativa a que sus distribuciones locales de frecuencia presentan tal relación de escala, se acepta entonces la hipótesis de homogeneidad en base a la cual los cuantiles de cualquier punto de la región pueden ser calculados apoyándose en los datos de todas esas estaciones.

Cronológicamente, la primera prueba de homogeneidad fue propuesta por Dalrymple (1960), evaluándose bajo la misma si el cuantil asociado a los 10 años de periodo medio de recurrencia de una determinada estación

cae dentro o fuera (estación homogénea o heterogénea respectivamente) del intervalo de confianza del 95 % asociado al cuantil regional estimado bajo una función Gumbel ajustada a todos los datos de la región. No obstante y pese a su extensa aplicación durante los años 60 y 70 del siglo pasado, el escaso potencial de discriminación mostrado por la prueba llevó a Wiltshire (1986) a considerarla insuficientemente capaz de detectar la heterogeneidad de ciertas regiones.

Surgieron así otras pruebas de homogeneidad más restrictivas, conceptualmente basadas en un estadístico Θ bajo el cual se cuantifican ciertos atributos de las funciones locales de distribución, atributos que habrán de resultar lo suficientemente similares en todas las estaciones que constituyen la región si es que ésta presenta una aceptable homogeneidad. Durante los años 80 y 90 del siglo pasado, el valor de Θ fue vinculado a diferentes estadísticos de las funciones de distribución, tales como el coeficiente de variación C_v o el estadístico R (Wiltshire, 1986), la relación funcional de verosimilitud LR (Acreman and Sinclair, 1986), la combinación de los L-momentos LC_v y LC_s (Chowdhury, Stedinger and Lu, 1991) o la combinación de los L-momentos LC_v , LC_s , y LC_k (Hosking and Wallis, 1993).

Análisis realizados mediante simulaciones de Monte Carlo por el propio Wiltshire (1986), Lu and Stedinger (1992) y Fill and Stedinger (1995), condujeron a la conclusión de que la prueba de homogeneidad basada en los L-momentos de Hosking and Wallis (1993) proporcionaba mejores resultados que el resto de pruebas propuestas hasta entonces, extendiéndose su uso y práctica como herramienta de apoyo al proceso de delineación de regiones aceptablemente homogéneas.

El fundamento de dicha prueba se basa en la evaluación del estadístico H , mediante el cual se compara la dispersión de los L-momentos muestrales de las estaciones de la región en estudio, frente a la dispersión de los L-momentos obtenidos a partir de la simulación (realizada mediante técnicas de Monte Carlo) de un gran número N_{sim} de muestras sintéticas procedentes de una región homogénea conformada por: (i) el mismo número de estaciones y registros por estación que la región de partida y (ii) una distribución regional $kappa$ a la que se le asignan los L-momentos regionales de la muestras de partida como L-momentos poblacionales de la distribución. En la ecuación (1.15) se muestra la expresión matemática en la que se fundamenta la medida de heterogeneidad H de Hosking and Wallis (1993):

$$H = (V - \mu_v) / \sigma_v \quad (1.15)$$

donde:

V = Desviación estándar ponderada de los LC_v muestrales de las estaciones de la región (ponderación realizada en base al número de registros que presenta cada estación).

μ_v = Media de todas las desviaciones estándar ponderadas V_i ($i = 1, 2, \dots, N_{sim}$) obtenidas a partir de las N_{sim} muestras simuladas con la distribución regional $kappa$.

σ_v = Desviación estándar de V_i ($i = 1, 2, \dots, N_{sim}$)

Pese a que esta medida de heterogeneidad H fue construida como un test estadístico para evaluar la hipótesis de homogeneidad regional, sus autores no recomendaron utilizarla como tal ya que ello sólo resultaría adecuado si las series de partida efectivamente provinieran de una distribución regional $Kappa$ y resultaran además totalmente independientes (es decir, que no existiera correlación espacial alguna entre estaciones ni correlación de datos dentro de cada estación). Es por ello que Hosking y Wallis plantearan unos umbrales orientativos de la medida de heterogeneidad H como guía práctica para aceptar, refinar o desechar una determinada región, recomendando considerar la región como “aceptablemente homogénea” si $H < 1$, “posiblemente heterogénea” si $1 \leq H < 2$ y “definitivamente heterogénea” en el caso de que $H \geq 2$.

Tal y como se ilustra en la **Figura 16**, derivada de las simulaciones realizadas por Hosking and Wallis (1997) en base a regiones artificiales de diferente grado de heterogeneidad, la relación entre la medida H y el porcentaje de error cuadrático medio relativo $RMSE_{rel}$ presenta una tendencia apreciablemente lineal, correspondiendo dicho porcentaje al ratio existente entre el $RMSE_{rel}$ de la región heterogénea en estudio y el respectivo $RMSE_{rel}$ obtenido de una región homogénea que presenta los mismos L-momentos regionales que la anterior.

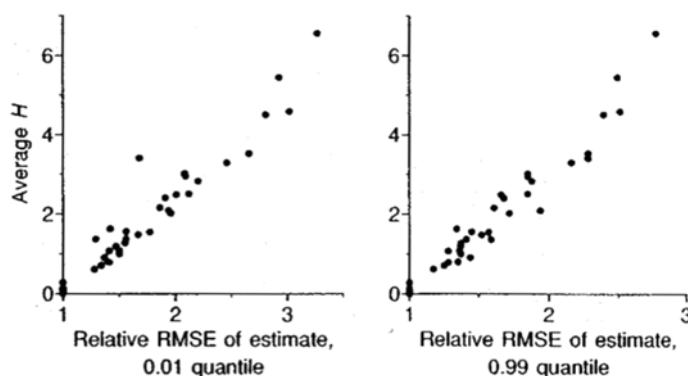


Figura 16. Relación H - $RMSE_{rel}$ derivada de regiones simuladas (Fuente: Hosking and Wallis, 1997)

En base a esta tendencia lineal resulta posible considerar la medida H como un indicador razonable de los errores de estimación que se derivan de la heterogeneidad regional (Wright, Ferreira and Houck, 2014), de modo que a través de los umbrales propuestos por Hosking and Wallis (1993), anteriormente señalados, es posible aproximarse a alcanzar un compromiso entre las ventajas que aporta incluir un mayor número de estaciones al análisis regional y los inconvenientes derivados de ir incrementando la heterogeneidad regional.

Como complemento a esta prueba de homogeneidad, Hosking and Wallis (1993) propusieron dos medidas adicionales (H_2 y H_3), la primera de ellas relativa a la evaluación conjunta de la dispersión del LC_v y el LC_s , y la segunda a la dispersión del LC_s y el LC_k . Según Hosking and Wallis (1997), la capacidad que presentan estas dos medidas complementarias para detectar la heterogeneidad regional resulta más limitada, si bien Wright, Ferreira and Houck (2014) mostraron cómo H_2 ve incrementada su capacidad discriminatoria al considerar como umbral de referencia un valor correspondiente al 25% del propuesto para H .

Más allá del caso relativo al análisis univariable, Chebana and Ouarda (2007) extendieron la medida de heterogeneidad H al caso multivariable, utilizando para ello la versión multivariable de los L-momentos

definida por Serfling and Xiao (2006) y el marco teórico de las cópulas mediante el cual es posible modelizar la dependencia entre variables aleatorias asociadas a diferentes distribuciones marginales (Sklar, 1959).

No obstante y pese a su utilidad práctica, la prueba de homogeneidad H adolece de ciertos inconvenientes que limitan su capacidad discriminatoria bajo determinados casos de aplicación (Hosking and Wallis, 1997):

- i. Sensibilidad de la prueba respecto al número de estaciones que conforman la región, perdiéndose poder discriminante según se reduce la cantidad de estaciones.
- ii. Sensibilidad de la prueba respecto al número de registros que presentan las estaciones que constituyen la región.
- iii. Pérdida de capacidad discriminatoria bajo valores de asimetría elevados de las distribuciones.
- iv. Adopción arbitraria de una determinada función de distribución para llevar a cabo las simulaciones de las regiones sintéticas requeridas por la prueba.
- v. Posible correlación existente entre las series de datos de las distintas estaciones que conforman la región, hecho que corrompe la hipótesis de independencia en la que se basa la prueba.

Con objeto de esquivar al menos alguno de los anteriores inconvenientes, diferentes autores han explorado la conveniencia de aplicar otro tipo de pruebas como la propuesta por Viglione (2010) (bajo la cual se evalúa la frecuencia con la que el LCv regional cae dentro de los intervalos de confianza asociados a los LCv locales de las estaciones de la región), así como pruebas no-paramétricas como la de Anderson-Darling AD (Viglione, Laio and Claps, 2007), la prueba de homogeneidad H bajo procedimientos no paramétricos (Masselot, Chebana, & Ouarda, 2017) o el índice *Gini* derivado de su aplicación en las ciencias económicas (Requena, Chebana and Ouarda, 2017). No obstante y pese a haber encontrado un interesante espectro de aplicación que atenúa la sensibilidad frente a los puntos i, ii., iii y iv., tales pruebas no eliminan el inconveniente asociado a la posible presencia de correlación entre las series de las distintas estaciones, aspecto que podría distorsionar de forma apreciable los resultados de dichas pruebas.

Paralelamente y con objeto de incluir el efecto de la correlación en la evaluación de la homogeneidad regional, Castellarin, Burn and Brath (2008) propusieron un ajuste del estadístico H en base a la introducción de una constante correctora C , si bien recientemente Lilienthal, Fried and Schumann (2018) han mostrado que dicho coeficiente resulta insuficiente ya que su valor habría de variar según cambia la estructura de dependencia presentada por las series de partida. Debido a ello, Lilienthal, Fried and Schumann (2018) propusieron una generalización de la medida de heterogeneidad H (denominada como GHW por las siglas anglosajonas de *Generalized Hosking-Wallis*), fundamentada en los siguientes pilares:

1. Introducción del efecto de la correlación de las series a las simulaciones requeridas por la ecuación (1.15) a través de las cópulas múltiples simples de Durante and Salvadori (2009), de forma similar a como Simková (2017) había planteado la aplicación de las D-vine cópulas.

- Utilización de los TL-momentos de Elamir and Seheult (2003) en los cálculos de los estadísticos de la ecuación (1.15), herramienta capaz de atenuar la sensibilidad de la prueba frente al número de estaciones de la región, la cantidad de registros por estación, el valor de la asimetría de las distribuciones y la especificación imprecisa del modelo de cópula más adecuado.

En las **Figuras 17(a) y 17(b)** se muestra un resumen de los resultados obtenidos por Lilienthal, Fried and Schumann (2018) en base a los experimentos de simulación realizados por estos autores para comparar las pruebas *AD*, *GHW* y *H*, ésta última referenciada en dichas figuras bajo el nombre *HW*.

Como se puede observar, el indicador *power* de la **Figura 17(a)** muestra cómo la metodología *GHW* llega a alcanzar una mayor capacidad de detección de la heterogeneidad regional en casos en los que el *L*-coeficiente de asimetría *LCs* es mayor de 0.2 (excepto en casos puntuales en los que el *LCv* resulta a su vez muy elevado), mientras que la medida original *H* presenta una mejor potencia discriminante en casos en los que el valor del *LCs* resulta más contenido y el *LCv* no se dispara excesivamente en relación al anterior. Los casos en los que el valor del *LCv* es mucho mayor al del *LCs* presentan una mayor capacidad discriminatoria de la prueba *AD*.

Por otro lado, el indicador *size* de la **Figura 17(b)** muestra errores porcentuales de identificar heterogeneidad en regiones que realmente son homogéneas de un orden de magnitud similar para *H* y *GHW* (bajo casos en los que el *LCs* no resulta excesivamente elevado), presentándose errores algo más elevados en lo que respecta a la prueba *AD*.

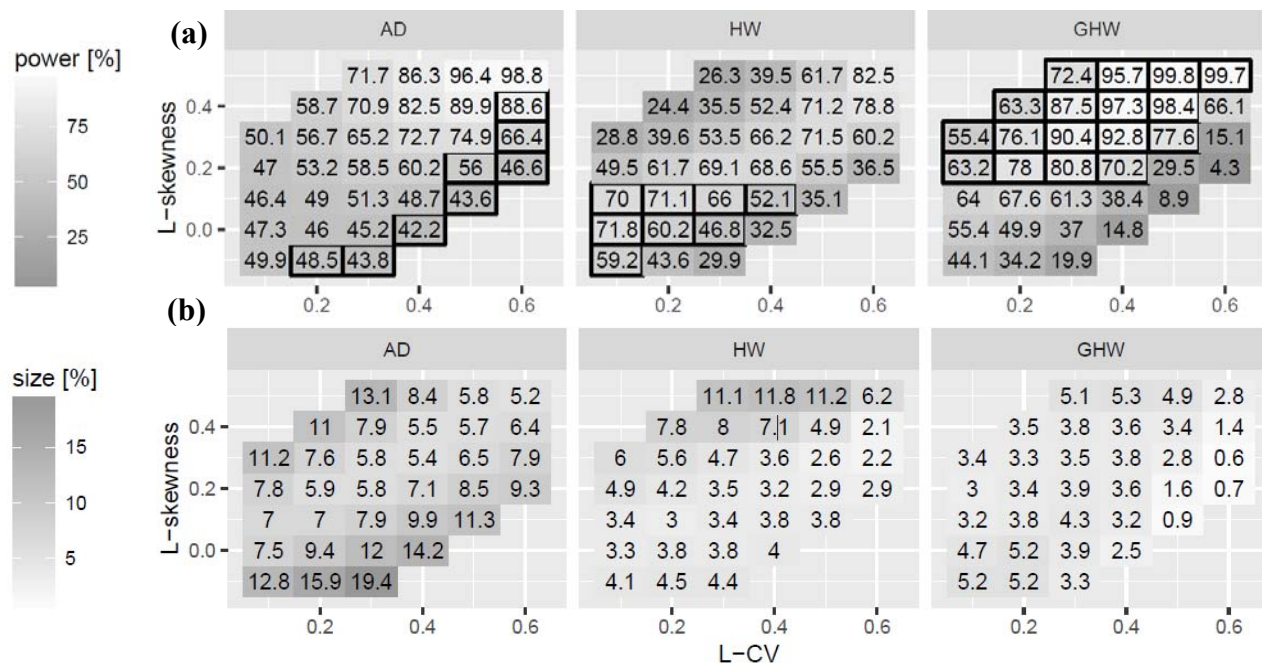


Figura 17. (a) Potencia discriminante de *AD*, *GHW* y *HW* (referente ésta última a la medida *H*) obtenida a partir de las simulaciones de regiones heterogéneas en *LCv* y presentada como porcentaje de acierto respecto al rechazo de la hipótesis de homogeneidad (los recuadros marcan la mayor potencia entre pruebas). (b) Errores porcentuales de identificar heterogeneidad en regiones que realmente son homogéneas. Fuente: Lilienthal, Fried and Schumann, 2018.

1.4.3.3 Métodos de estimación regional de avenidas

Como tercer y último paso del análisis regional de frecuencia se presenta la inferencia de los cuantiles asociados a un determinado punto de interés, realizada a través de la transferencia a dicho punto de la información de caudales extremos existente en las estaciones de aforo que junto a tal punto constituyen la región (WMO-No.168, 2009). Esta transferencia de información puede ser realizada en base a las siguientes metodologías, tanto si el punto de interés cuenta con registros de caudal propios como si no:

1. *El método del índice de avenida*

Este método se fundamenta en la adopción de la hipótesis de que las funciones de distribución de todas las estaciones de una misma región homogénea resultan idénticas, excepto por un factor de escala (Dalrymple, 1960). Tal idealización presenta un gran potencial práctico ya que, aun en el caso de que una región resulte moderadamente heterogénea, las estimaciones de los cuantiles proporcionadas por el índice de avenida resultan más precisas que las derivadas del análisis local (Lettenmaier and Potter, 1985; Lettenmaier, Wallis and Wood, 1987; Hosking and Wallis, 1988; Potter and Lettenmaier, 1990).

Bajo este método, dadas N estaciones con n_i registros por estación ($i = 1, 2, \dots, N$), el cuantil $Q_i(F)$ de la estación i , asociado a una probabilidad F de no verse excedido, se obtiene mediante la expresión (1.16):

$$Q_i(F) = \mu_i q(F) \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (1.16)$$

donde:

μ_i = índice de avenida de la estación i , comúnmente asociado a la media de su distribución local de frecuencias u otras medidas alternativas como la mediana.

$q(F)$ = curva regional de frecuencias constituida por una relación matemática entre el cuantil adimensional común de todas las cuencas de la región y su probabilidad F de no verse excedido.

Para estaciones en las que se cuente con registros de caudal, el índice de avenida μ_i podrá ser estimado como el valor promedio de las avenidas máximas anuales registradas en la estación en cuestión (Hosking and Wallis, 1997), así como en base a otros estadísticos muestrales como es la mediana de esos registros (Robson and Reed, 1999). No obstante, para puntos de desfogue en los que no se cuente con medidas, μ_i habrá de ser estimado a través de una función de regresión mediante la cual se relacione la avenida máxima promedio anual con las características físicas de las cuencas (Gaume *et al.*, 2010), regresión previamente ajustada a los datos y características de las cuencas en las que sí se cuenta con registros.

Por otro lado, la curva regional de frecuencias es estimada mediante el ajuste de una función de distribución a ciertos estadísticos adimensionales de las estaciones de la región (como por ejemplo los coeficientes de variación y asimetría en el caso de distribuciones de 3 parámetros), estadísticos ponderadamente promediados en base al número de registros de cada una de las series.

Desde sus orígenes hace más de cinco décadas, la metodología del índice de avenida ha ido complementándose con la inclusión de nuevos procedimientos analíticos como el basado en los L-momentos de Hosking and Wallis (1997), siendo además extendidos sus fundamentos al ámbito del análisis multivariable (Chebana and Ouarda, 2009), la perspectiva no-estacionaria (Cunderlik and Ouarda, 2006) y el enfoque Bayesiano (Viglione *et al.*, 2009).

Acorde a su amplia aceptación existen multitud de trabajos asociados a la aplicación de este método en su versión estacionaria univariable (ver Saf, 2009 y referencias incluidas ahí), así como recientes aplicaciones de las extensiones propuestas para el caso multivariable (Requena, Chebana and Mediero, 2016) o la perspectiva no-estacionaria (O'Brien and Burn, 2014).

En base a los numerosos experimentos de simulación realizados desde los años 80 del siglo pasado, el método del índice de avenida ha sido corroborado como una de las técnicas más eficientes de regionalización (WMO-No.168, 2009).

2. *El método RSE*

En el caso de regiones en las que las estaciones presentan una clara heterogeneidad respecto al LC_v , pero la dispersión del LC_s entre estaciones resulta pequeña comparada con la variabilidad muestral asociada al LC_s de cada estación, puede resultar adecuado aplicar un procedimiento fronterizo entre el análisis local y el índice de avenida, tal como el método *Regional Shape Estimation (RSE)*. Bajo este método, la media y la dispersión de la distribución de frecuencia son estimados a través de los estadísticos puramente locales de cada estación, mientras que el parámetro de forma es obtenido como media de los estadísticos de forma asociados a las diferentes estaciones de la región (Stedinger and Lu, 1995).

No obstante, tal configuración de los L-momentos resulta poco factible de que se dé en la mayoría de las aplicaciones reales, ya que si el LC_v varía de forma considerable entre estaciones probablemente también lo harán los ratios de los L-momentos de orden superior (Hosking and Wallis, 1997).

En el caso concreto de España, la metodología *RSE* ha sido el procedimiento aplicado para la elaboración del mapa de caudales máximos CAUMAX de las cuencas intercomunitarias (Jiménez-Álvarez *et al.*, 2013), atribuyéndose tal elección a la complejidad asociada a delimitar regiones en la Península Ibérica en las que el LC_v presente una aceptable homogeneidad (Mediero and Garrote, 2012). No obstante, existen estudios de diferentes partes de España en los que se ha comprobado la posibilidad de delinear regiones aceptablemente homogéneas en LC_v y LC_s (Taguas Ruiz *et al.*, 2003; Álvarez *et al.*, 2015;), resultando incluso más certera la identificación de tal homogeneidad teniendo en cuenta la mayor capacidad discriminante aportada por la evaluación conjunta de las medidas $H-H_2$ respecto a la proporcionada de forma aislada por la H_2 (Hosking and Wallis, 1997; Wright, Ferreira and Houck, 2014).

En otros casos de estudio, la metodología *RSE* ha encontrado su espacio de aplicación como parte inicial de un proceso jerárquico en el que, como segunda fase de mayor precisión, se identificaban subregiones homogéneas respecto al coeficiente de variación (Fiorentino *et al.*, 1987).

3. *Procedimientos regresivos*

La complejidad asociada a la delineación de regiones que resulten suficientemente homogéneas llevó a Benson (1962a) a plantear un enfoque de regionalización alternativo, basado en la obtención de una regresión matemática bajo la cual correlacionar las características hidrológicas y climáticas de las cuencas con los cuantiles locales de cada una de ellas. No obstante, tal regresión requiere mostrar una representatividad uniforme a lo largo de la región analizada, lo cual en cierto sentido tropieza asimismo con el concepto de homogeneidad (WMO-No.168, 2009).

Generalmente, la regresión potencial se presenta como la estructura matemática utilizada para relacionar las características de las cuencas con los cuantiles, los parámetros o los principales estadísticos de las funciones de distribución local de las estaciones (Naghetini, 2017), linealizando dicha relación mediante una transformación logarítmica que permite aprovechar las ventajas de las técnicas de regresión lineal múltiple. La ecuación (1.17) muestra la herramienta matemática bajo su expresión potencial:

$$Y = a \cdot A^b \cdot B^c \cdot C^d \cdot D^e \cdot \dots \quad (1.17)$$

donde:

Y = Variable respuesta relativa al cuantil, parámetro o estadístico de las funciones de distribución local de las estaciones de la región modelizada.

A, B, C, D, \dots = variables hidrológicas y climáticas de las cuencas de la región modelizada

a, b, c, d, e, \dots = coeficientes de la relación potencial

Si bien los coeficientes de la regresión pueden ser estimados mediante la técnica de los mínimos cuadrados ordinarios, Tasker (1980) demostró la conveniencia de aplicar los mínimos cuadrados ponderados para poder incluir el efecto de la diversidad de la longitud de las series, mientras que Stedinger and Tasker (1985, 1986) demostraron cómo la técnica de los mínimos cuadrados generalizados resultaba aún más fiable al poder incluir también la correlación existente entre las series de las distintas estaciones. Esta última técnica de estimación, aplicada bajo un enfoque bayesiano (Gruber and Stedinger, 2008), ha sido tomada por el Boletín 17 C del USGS como herramienta bajo la cual regionalizar el coeficiente de asimetría de la función log-Pearson tipo III para todo el territorio de los Estados Unidos de América (WRC, 2018). En base a esta regionalización, dicho organismo recomienda adoptar para cada estación el valor derivado de promediar los coeficientes de asimetría local y regional, respectivamente ponderados mediante la incertidumbre asociada a cada uno de ellos.

Recientemente, la acusada no-linealidad mostrada por los procesos hidrológicos ha suscitado el interés de algunos autores a aplicar modelos de regresión no-lineal (Chebana *et al.*, 2014; Ouali, Chebana and Ouarda, 2016), habiéndose incluso evaluado métodos alternativos apoyados en las redes neuronales artificiales (Shu and Ouarda, 2007).

4. Procedimientos geoestadísticos

Atendiendo a la correlación espacial entre estaciones como base para transferir al punto de interés la información de extremos existente en sus estaciones vecinas, desde hace algo más de una década se han empezado a plantear los métodos geoestadísticos como una alternativa más para desarrollar el análisis regional de frecuencia y cuantificar sus incertidumbres (Ouarda, 2016).

Bajo este nuevo enfoque de análisis, las técnicas clásicas de la geoestadística han sido adaptadas al ámbito de estudio de los caudales extremos, ya que la variabilidad de las características entre cuencas adyacentes obstaculiza su aplicación directa bajo el espacio geográfico (Sauquet, 2006).

Entre las alternativas geoestadísticas existentes destaca el Kriging canónico propuesto por Chokmani and Ouarda (2004), bajo el cual se interpolan los cuantiles de avenida en cualquier punto del espacio fisiográfico/meteorológico asociado a las características de las cuencas analizadas, basándose en la correlación mostrada por los cuantiles localmente calculados en las estaciones de aforo que presentan registros de avenidas.

En esencia, esta metodología se basa en obviar el espacio geográfico para llevar el análisis al dominio fisiográfico/meteorológico de las características de las cuencas, dominio en el que ya es posible aplicar la técnica del Kriging ordinario (Isaaks and Srivastava, 1989) bajo la cual se explota la correlación de los cuantiles locales de las cuencas aforadas en función de la distancia existente entre ellas (distancia medida en este caso bajo el dominio fisiográfico/meteorológico). Dicho dominio se constituye mediante vectores derivados de la combinación lineal de ciertas características de las cuencas, a través de la aplicación del análisis de la correlación canónica o las componentes principales. En las **Figuras 18(a)** y **18(b)** se muestra un ejemplo del dominio y el semivariograma asociados a 151 estaciones analizadas por Chokmani and Ouarda (2004) en la provincia de Quebec (Canadá), estructuras a partir de las cuales fueron obtenidos los pesos del Kriging asignados a cada una de las estaciones de la región.

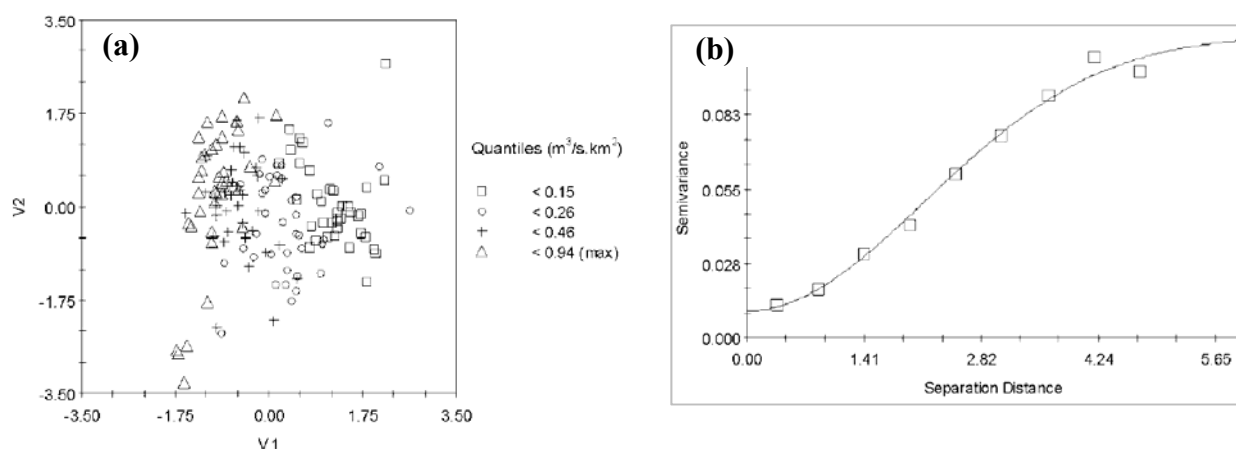


Figura 18. (a) Cuantiles de 100 años de periodo de retorno de 151 estaciones de Quebec (Canadá) ubicadas en el espacio fisiográfico/meteorológico conformado por los vectores canónicos V1 y V2 (Fuente: Chokmani and Ouarda, 2004). (b) Semivariograma de las 151 estaciones bajo distancias medidas en el espacio V1-V2 (Fuente: Chokmani and Ouarda, 2004).

Por otro lado, Merz and Blöschl (2005) propusieron la aplicación del kriging ordinario al análisis de los momentos y L-momentos evaluados bajo el espacio geográfico, una vez estandarizados los registros de los caudales de avenida a un área de captación de 100 km² e introduciendo en las ecuaciones del sistema kriging el error asociado a las diferentes longitudes de las series de registros (de Marsily, 1986, p.300). Esta metodología de análisis, susceptible de ser combinada con los procedimientos regresivos, fue posteriormente ampliada por Skøien, Merz and Blöschl (2006) a través de la técnica geoestadística del *Top-Kriging*, bajo la cual los pesos asignados por el Krigeado no sólo tienen en cuenta el área de las cuencas sino también la posible naturaleza anidada de éstas. De esta manera, en el *Top-Kriging* se le da un trato diferente a las cuencas vecinas que no comparten superficie en relación a aquellas otras cuencas que se encuentran localizadas aguas arriba/aguas abajo unas de otras compartiendo cierta subcuenca.

5. *Procedimientos asociados a los modelos hidrometeorológicos*

Adicionalmente a los anteriores métodos de estimación regional basados en la explotación de la información hidrométrica de las estaciones de aforo, existe también la posibilidad de regionalizar la variable de la precipitación que se introduce como *input* en los modelos hidrometeorológicos de transformación lluvia-escorrentía (WMO-No.168, 2009).

Tal regionalización puede ser aplicada a las curvas IDF a través de la utilización de alguno de los procedimientos anteriormente descritos, así como mediante otras metodologías de enfoque similar tal como la relativa al método de la *estación-año* (Salas Regalado, 2004). La regionalización de la variable de precipitación permite reducir la incertidumbre de la cuantía de los hietogramas de diseño construidos a partir de las curvas IDF, si bien éstas resultan una modelización de puntos concretos del espacio que han de ser extrapolados a todo el área de la cuenca mediante factores empíricos de corrección que introducen su propia incertidumbre (WMO-No.168, 2009).

Como alternativa a las curvas IDF se encuentran los modelos estocásticos de generación espacio-temporal de lluvia (Bras and Rodríguez-Iturbe, 1993), metodología bajo la cual es posible obtener una parametrización regionalizada del generador de lluvias. Ejemplo de ello resulta el simulador de hidrogramas para la predicción de avenidas SHYREG del Instituto de Ciencia y Tecnología para el Medio Ambiente y la Agricultura de Francia, en donde el generador estocástico de lluvias utilizado fue calibrado en base a 2.812 estaciones pluviométricas repartidas por todo el territorio francés (Arnaud, Cantet and Odry, 2016).

Esta diversidad de procedimientos recogidos en la literatura se refleja en la práctica habitual, existiendo ejemplos de aplicación de todas y cada una de estas metodologías a lo largo de todo el planeta. Asimismo ocurre en el caso concreto de Europa, en donde todos y cada uno de los cinco procedimientos anteriormente referenciados se aplican en alguno de los estados miembros de la Unión Europea (Castellarin *et al.*, 2012). Atendiendo a esta diversidad se han llevado a cabo estudios comparativos entre los diferentes procedimientos de estimación regional, a fin de evaluar si alguno de ellos resultaba claramente superior a los demás.

No obstante, tal y como apuntan Kochanek *et al.* (2014, p.296), el rigor de tal comparativa resulta limitado al no poder basarse en simulaciones de Monte Carlo que evalúen de forma justa e imparcial cada uno de los diferentes procedimientos. Debido a ello, las comparativas acaban sustentándose en la evaluación de la precisión con la que cada procedimiento regional es capaz de reproducir los cuantiles localmente calculados, no yendo más allá de los 100 años de periodo de retorno para evitar excesivas incertidumbres.

Bajo este marco de comparación limitado se muestra que, en líneas generales, los métodos de regresión son los que menor grado de precisión proporcionan (Malekinezhad, Nachtnebel and Klik, 2011; Salinas *et al.*, 2013; Kochanek *et al.*, 2014), si bien GREHYS (1996b) le otorgan un mayor protagonismo al tratarse de métodos que no demandan una homogeneidad tan estricta como la requerida por el método del índice de avenida. Por otro lado, los resultados presentados por Salinas *et al.* (2013) muestran una gran precisión de los procedimientos geoestadísticos, llegando incluso a superar al método del índice de avenida. No obstante, el rigor de tal comparativa resulta difuso, ya que la correlación muestral entre estaciones podría estar beneficiando a los procedimientos geoestadísticos al encontrarse éstos precisamente fundamentados en el concepto de la correlación espacial.

Desde una perspectiva global, los resultados obtenidos por todos estos estudios comparativos llegan a converger a un punto común importante, y es que la estimación de los cuantiles proporcionada por cualquiera de los procedimientos anteriormente descritos resulta tanto menos precisa cuanto más árido es el clima de la región y menor es la superficie de la cuenca. Estas observaciones ponen de relieve la gran dificultad que existe para alcanzar estimaciones suficientemente fiables de zonas áridas del mundo en donde los registros hidrométricos resultan escasos (Salinas *et al.*, 2013, p.2650).

1.4.4 Análisis causal de las avenidas

Una de las principales hipótesis en las que se basa la teoría de valores extremos es que todos los eventos que constituyen la muestra bajo la cual se ajusta la distribución de frecuencias proceden de una misma población estadística. Generalmente, este requerimiento supone un condicionante importante de los estudios de avenidas, ya que los diferentes eventos registrados en una misma estación de aforos pueden provenir de fenómenos físicos diversos potencialmente asociados a distribuciones de frecuencia distintas. En tales situaciones, la curva de frecuencia de las avenidas puede resultar mejor descrita si se evalúan de forma separada las curvas de cada uno de los distintos mecanismos de generación, combinando posteriormente los resultados marginales obtenidos (Hosking and Wallis, 1997; WMO-No.168, 2009; WRC, 2018).

Siguiendo la clasificación propuesta por Merz and Blöschl (2003) susceptible de ser aplicada a buena parte del continente europeo, las avenidas pueden ser agrupadas en cinco grandes clases:

1. Avenidas por lluvias temporal y espacialmente extensas

Las lluvias persistentes de baja intensidad, derivadas de sistemas frontales que durante muchos días o incluso semanas precipitan sobre grandes extensiones de área, pueden llegar a saturar el terreno de

las cuencas hidrográficas provocando que cualquier evento de lluvia que posteriormente acaezca se transforme casi totalmente en escorrentía superficial. Esta casuística conduce en muchos casos a la aparición de avenidas, ya que incluso lluvias de magnitud moderada pueden llegar a originar acumulaciones importantes de agua en los cauces cuando la cuenca receptora que recibe la precipitación se encuentra en un estado previamente saturado (Sivapalan, Wood and Beven, 1990).

2. *Avenidas por lluvias aisladas de elevada intensidad*

A lo largo de gran parte del año la mayoría de las cuencas hidrográficas acaban por presentar un grado de humedad del terreno heterogéneo, provocado por la diversidad de la vegetación existente en la cuenca, su histograma de alturas sobre el nivel del mar, la geología y uso del suelo, y la distinta orientación de las subcuencas que la componen. Bajo dichas condiciones, lluvias aisladas de elevada intensidad pueden llegar a provocar avenidas por la acumulación de la escorrentía generada en zonas relativamente húmedas que llegan a saturarse durante el evento, y la escorrentía de otras partes de la cuenca en las que la intensidad de la lluvia acaba excediendo la capacidad de infiltración del terreno sin necesidad de que éste llegue a saturarse.

Una gran parte de las avenidas que aparecen en la España Peninsular responden a este tipo de mecanismo, cuya aparición se encuentra condicionada a la ocurrencia de lluvias relativamente aisladas de elevada intensidad, habitualmente procedentes del Océano Atlántico (Becerril, 1961).

3. *Avenidas súbitas*

Los eventos de lluvia localizados de escasa duración y muy alta intensidad pueden llegar a producir avenidas repentinas incluso cuando la superficie de cuenca se encuentra bajo reducidas condiciones de humedad, ya que, cuando la intensidad de la lluvia resulta superior a la velocidad con la que el agua puede infiltrarse en el terreno, la mayor parte del agua que precipita se transforma en escorrentía superficial que acaba acumulándose en los cauces. Físicamente, este tercer tipo de mecanismo se relaciona con fenómenos convectivos de escala local, capaces de originar importantes avenidas principalmente en cuencas de reducido tamaño.

En el caso de España, esta tipología de eventos resulta especialmente relevante en las cuencas de la costa mediterránea, cuya aparición suele darse en la estación climática del otoño (Jiménez and Mediero, 2014).

4. *Avenidas por lluvia sobre nieve previamente acumulada*

La lluvia que precipita sobre cuencas en las que previamente se ha acumulado un apreciable espesor de nieve puede llegar a provocar importantes avenidas, al ser inducido un rápido derretimiento nival derivado del calor latente y la radiación de onda larga proporcionada por el propio evento de precipitación. Muchas de las grandes avenidas registradas en cuencas de los Estados Unidos de América o Europa Central han sido atribuidas a este tipo de procesos (Sui and Koehler, 2001; McCabe

et al., 2007), existiendo una fuerte influencia de las propiedades inicialmente presentadas por el manto de nieve sobre la magnitud de la escorrentía finalmente generada (Würzer *et al.*, 2016). Este tipo de eventos puede llegar a darse tanto a finales de invierno, cuando las temperaturas ascienden lo suficiente como para producir precipitaciones en forma de lluvia que acaecen sobre mantos de nieve que se han ido acumulando durante los meses fríos del año, así como durante el propio invierno cuando los eventos de precipitación en forma de nieve y lluvia se van alternando.

5. *Avenidas por fusión de nieve previamente acumulada*

Los mantos de nieve que se acumulan durante los meses fríos del año pueden llegar a fundirse de una forma relativamente veloz cuando la temperatura del aire experimenta un considerable aumento, derivado de la energía asociada a la radiación solar y/o el intercambio de calor atmosférico. Este proceso de fusión suele durar entre una y dos semanas, saturándose en primer lugar el terreno y desencadenándose a partir de ahí una escorrentía superficial bajo la cual los cauces fluviales van siendo progresivamente alimentados hasta llegar a producirse una avenida si es que la cantidad de nieve previamente acumulada resulta suficiente.

Adicionalmente, en ocasiones pueden darse precipitaciones en forma de lluvia que simultáneamente se superponen al propio proceso de fusión, lo cual puede hacer que este último mecanismo de generación de avenidas se entremezcle con el descrito en el punto 4 anterior, dificultándose su correcta identificación (Sui and Koehler, 2001). Habitualmente, las avenidas asociadas a procesos unívocos de fusión de nieve aparecen en cuencas en las que llegan a acumularse importantes espesores de nieve durante los meses fríos del año, resultando menos extremas que las derivadas de otros mecanismos de generación al contar con un límite superior relativamente moderado de la energía total disponible bajo la cual se produce la fusión.

Toda esta diversidad de procesos evoca la necesidad de complementar los análisis estadísticos de valores extremos con una mayor comprensión de los fenómenos físicos involucrados, tal y como apunta la histórica cita de Klemeš (1993, p.168): “If more light is to be shed on the probabilities of hydrological extremes, then it will have to come from more information on the physics of the phenomena involved, not from more mathematics”.

En línea con este planteamiento y a fin de obtener una mejor descripción de la distribución de frecuencias de las avenidas, existen estudios en los que los registros de partida son diferenciados en base a dos principales mecanismos de generación: uno asociado con las avenidas originadas por los eventos de lluvia y otro correspondiente a los procesos de fusión de nieve (Waylen and Woo, 1982; Reiter, 1988; Saelthun, 1988). Este enfoque de análisis se encuentra recogido en diversas normativas oficiales de países como Noruega (Ljogodt, 1998), Finlandia (Loukola and Maijala, 1998) o Rusia (Shiklomanov, 2008), si bien tal distinción bimodal marcadamente asociada a las estaciones climáticas convencionales puede llegar a resultar insuficiente, ya que tanto los eventos propios de lluvia como los procesos asociados a la fusión de nieve

pueden presentar a su vez mecanismos de generación de avenidas diferenciados (Merz and Blöschl, 2003; WMO-No.168, 2009).

Con objeto de soslayar este problema, algunos autores han planteado la posibilidad de distinguir más de dos periodos estacionales no necesariamente asociados a las estaciones climáticas convencionales, adoptando una distribución de frecuencias específica para cada uno de ellos (Ouarda, Ashkar and El-Jabi, 1993; Jiménez and Mediero, 2014). No obstante, la aplicación de esta metodología pierde eficacia en casos en los que la ocurrencia de los distintos mecanismos de generación no se encuentra claramente asociada a un periodo concreto del año (WRC, 2018).

Es por ello que en el ámbito de la investigación se hayan dedicado importantes esfuerzos para intentar identificar con mayor precisión los diferentes tipos de mecanismos de generación a los que responden las avenidas, desarrollándose metodologías *ad hoc* para poder distinguir los patrones vinculados a las diferentes tipologías de avenida tanto a escala local (Jones, Anderson and Burt, 1993; Grayson and Blöschl, 2001; Fischer, Schumann and Schulte, 2016) como a nivel regional (König and Sturm, 1998; Loukas, Vasiliades and Dalezios, 2000; Viglione *et al.*, 2010; Villarini, 2016; Santos, Mediero and Lima, 2017).

Esta última perspectiva de investigación se ha visto en gran medida apoyada por el importante desarrollo de los modelos hidrometeorológicos, modelos bajo los cuales es posible llegar a reconstruir el histórico de caudales de una determinada estación para profundizar así en el entendimiento del origen físico de sus avenidas (Merz and Blöschl, 2003). Adicionalmente, el enfoque de simulación continua proporcionado por determinados modelos hidrometeorológicos presenta un gran interés, ya que las largas simulaciones temporales permiten llegar a diferenciar los procesos físicos bajo los cuales se generan los distintos tipos de avenidas en una cuenca (Merz and Blöschl, 2008a). No obstante, la cantidad de información que se necesita para calibrar y validar este tipo de modelos resulta elevada, especialmente en cuencas con presencia de nieve en las que no sólo se requiere contar con la precipitación y su distribución espacio-temporal, sino también con registros de variables adicionales tales como la temperatura y la humedad relativa del aire, la velocidad y dirección del viento, o el espesor de nieve diariamente acumulada.

Desde una perspectiva más generalizada, también los patrones sinópticos de circulación atmosférica han sido utilizados como posibles indicadores de la ocurrencia de las avenidas, presentándose como herramienta de apoyo para separar las series de registros de avenidas según sus distintas tipologías (Hirschboeck, 1987; Paquet *et al.*, 2013; Redmond *et al.*, 2013; Ward, Kummu and Lall, 2016; Eiras-Barca *et al.*, 2018). No obstante, la precisión de los resultados aportados por este tipo de análisis se encuentra asimismo condicionada a la existencia de una densa cobertura de registros de las variables hidrológicas y climáticas involucradas en el análisis, densidad que en muchos casos puede llegar a resultar insuficiente (Gotvald *et al.*, 2012).

Debido a estas limitaciones de información, son numerosos los trabajos en los que el modelo estadístico desarrollado se complementa con la exploración de las posibles correspondencias existentes entre la distribución de frecuencias y aquellas variables hidrológicas que presentan una mayor facilidad de encontrarse

disponibles, a fin de evaluar la consistencia hidrológica de los resultados matemáticos previamente obtenidos (Blöschl and Sivapalan, 1997; Meigh, Farquharson and Sutcliffe, 1997; Anderson and Meerschaert, 1998; Gioia *et al.*, 2008; Smith, Sampson and Bates, 2015).

Por otro lado y bajo un enfoque regional, existen trabajos en los que la tipificación de las series de avenidas es realizado mediante la distinción de regiones en las que existe un mismo proceso de generación de avenidas predominante (Gupta and Dawdy, 1995; Piock-Ellena *et al.*, 2000), adoptándose para cada región una distribución de frecuencias lo suficientemente flexible como para poder describir conjuntamente dicho proceso y sus complementarios. En este sentido, existen diferentes funciones de distribución bajo las cuales se proporciona una flexibilidad suficiente para poder aplicar el anterior procedimiento de análisis, tales como la función *Two-Components Extreme Value TCEV* de cuatro parámetros (Rossi, Fiorentino and Versace, 1984) o la función Wakeby que cuenta con cinco parámetros (Houghton, 1978).

1.4.5 Combinación de técnicas

Debido a su capacidad de cuantificar la incertidumbre, las técnicas estadísticas se han ido imponiendo con el paso de las décadas como vía preferente de análisis de la hidrología de valores extremos. No obstante y como es sabido, la reducida longitud de las muestras utilizadas en el análisis estadístico de frecuencias conduce a estimaciones excesivamente inciertas que requieren de ser complementadas con un mayor entendimiento de los procesos físicos que originan las avenidas (Klemeš, 1993).

Siguiendo este planteamiento, Álvarez (2000) catalogó la regionalización “como un paso en la dirección adecuada”, teniendo en cuenta que los cálculos estadísticos asociados al análisis regional de frecuencia se apoyan sobre la identificación de las características físicas y climatológicas de las cuencas que causan similitud en las respuestas de las avenidas.

Adicionalmente a esto, numerosos autores han mostrado su interés por complementar el enfoque regional con la inclusión de información histórica asociada a las grandes avenidas del pasado, a fin de utilizar éstas como guía para vislumbrar la magnitud de las avenidas que podrían llegar a ocurrir en el futuro (ver Kjeldsen *et al.*, 2014 y referencias incluidas ahí). Bajo este contexto, si bien las investigaciones de Hosking and Wallis (1986a, 1986b) no llevaron a conclusiones favorables sobre la utilidad práctica de combinar el análisis regional con la información de las avenidas históricas, Jin and Stedinger (1989) mostraron cómo esta combinación es capaz de arrojar mejores resultados al ser evaluada a través de un estimador de máxima verosimilitud generalizado bajo el enfoque bayesiano.

Asimismo se ha podido comprobar la utilidad de complementar los estudios estadísticos con información asociada a la causa de las avenidas, tanto a través del análisis de las posibles relaciones existentes entre la frecuencia de las crecidas y ciertas variables climáticas (ver Ward, Kummur and Lall, 2016 y referencias incluidas ahí), como a través del uso de modelos hidrometeorológicos que permitan identificar el origen de las avenidas registradas (Merz and Blöschl, 2003) o que, bajo simulación continua, permitan captar y entender las condiciones bajo las cuales se generan las grandes avenidas (Arnaud and Lavabre, 2002).

Desde un punto de vista global, todas estas perspectivas de análisis fueron ensambladas de un modo explícito y didáctico por Merz and Blöschl (2008a, 2008b), autores que acuñaron el término *flood frequency hydrology* para resaltar la necesidad y conveniencia de expandir el tratamiento estadístico de las series hidrométricas con la incorporación de información complementaria de carácter hidrológico. A través de diversos ejemplos aplicados a diferentes cuencas austriacas, dichos autores mostraron las ventajas de complementar los registros sistemáticos con información hidrológica capaz de proporcionar un mayor entendimiento del origen de las avenidas, agrupando la expansión de la información en tres diferentes tipos:

- iv. **Expansión temporal** relativa a la incorporación de avenidas históricas del pasado o años contemporáneos en los que, si bien no existen medidas, sí se cuenta con umbrales de percepción asociados a cuantías de caudal que se sabe que no fueron excedidas (para una mayor descripción de estos conceptos ver apartado 1.4.1 del presente capítulo). Dentro de este tipo de expansión informativa cabría incluir además la ampliación de las series de caudal máximo anual instantáneo, realizada en base a los registros de caudal máximo medio diario (ver apartado 1.4.2.)
- v. **Expansión espacial** asociada a las técnicas de regionalización, mediante las cuales es posible transferir al punto de interés la información de extremos existente en las estaciones de aforo vecinas (para una mayor descripción de estos conceptos ver apartado 1.4.3 del presente capítulo).
- vi. **Expansión causal** relativa a la complementación del análisis estadístico de los registros hidrométricos mediante la incorporación de información vinculada con los procesos físicos que generan y/o avivan las avenidas (para una mayor descripción de estos conceptos ver apartado 1.4.4).

La flexibilidad aportada por las técnicas bayesianas y los métodos numéricos asociados *Monte Carlo Markov Chain* (MCMC) ha llevado a que éstas hayan sido adoptadas como estructura matemática bajo la cual combinar toda esta información de una forma adecuada, aportándose la posibilidad de obtener una mayor fiabilidad de los cuantiles estimados y una descripción más explícita de sus incertidumbres asociadas (Micevski and Kuczera, 2009). La ecuación (1.18) muestra una generalización de la expresión matemática a través de la cual se analiza la combinación de la información bajo un enfoque bayesiano (ver Viglione *et al.*, 2013 y referencias incluida ahí), pudiéndose dar ciertas variaciones de forma de la ecuación según el caso en particular estudiado.

$$p(\theta|D) = \frac{l(D|\theta) [\pi_s(\theta) \pi_c(\theta)]}{\int l(D|\theta) [\pi_s(\theta) \pi_c(\theta)] d\theta} \propto l(D|\theta) [\pi_s(\theta) \pi_c(\theta)] \quad (1.18)$$

donde:

α = Símbolo representativo de proporcionalidad.

$p(\theta|D)$ = Distribución posterior de los valores de los parámetros θ de la función de frecuencias de las avenidas, condicionada a la muestra de datos observados D en el punto de interés.

$\pi_s(\theta)$ = Distribución preliminar de los valores de los parámetros θ de la función de frecuencias de las avenidas, definida a partir de información regional potencialmente obtenida a través de la realización de un análisis regional de frecuencias en el que no se haya tenido en cuenta la muestra de datos observados D (Kuczera, 1999).

$\pi_c(\theta)$ = Distribución preliminar complementaria de los valores de los parámetros θ , definida por ejemplo a partir de la información causal derivada de un modelo hidrometeorológico de simulación continua que no haya sido calibrado con la muestra de datos observados D . Asimismo podrían ser utilizados otros tipos de información causal, tales como las posibles relaciones existentes entre la frecuencia de las avenidas y ciertas variables climáticas de la zona colindante al punto de interés.

$l(D|\theta)$ = función de probabilidad de la muestra de datos observados D condicionada al valor de los parámetros θ . En el caso de incorporar a esta función la información histórica de las avenidas conjuntamente con los datos asociados a los registros sistemáticos, su expresión matemática resulta:

$$l(D|\theta) = \prod_{i=1}^s f_x(x_i|\theta) \cdot \binom{h}{k} F_X(X_0|\theta)^{(h-k)} \left\{ \prod_{j=1}^k [F_X(y_{Uj}|\theta) - F_X(y_{Lj}|\theta)] \right\} \quad (1.19)$$

donde:

$f_x(\cdot)$ = función de densidad de probabilidad de las avenidas en estudio.

x_i = Avenidas registradas sistemáticamente en el punto de interés ($i = 1, 2, \dots, s$)

$F_X(\cdot)$ = Distribución acumulada de probabilidad de la función $f_x(\cdot)$.

X_0 = Umbral de percepción de no excedencia asociado a $(h - k)$ valores históricos, siendo h el número de años históricos incluidos en el análisis y k el número de éstos en los que se sabe que la avenida máxima anual llegó a alcanzar una cuantía comprendida dentro del intervalo $(y_{Uj} - y_{Lj})$.

Diferentes autores han sido los que han aplicado con éxito este tipo de enfoque de combinación de técnicas, tanto para aumentar la precisión de los cuantiles estimados en una determinada estación de aforos (Viglione *et al.*, 2013), como para incluir al análisis regional de frecuencias umbrales de percepción de avenidas documentadas en cuencas no aforadas (Gaume *et al.*, 2010).

1.5 Periodo de retorno, riesgo y fiabilidad

El periodo de retorno es uno de los conceptos más conocidos del ámbito de la hidrología de valores extremos, que ha sido utilizado en los análisis de frecuencia de avenidas desde los mismos orígenes de su desarrollo (Fuller, 1914; Gumbel, 1941). Su definición se cimienta en la probabilidad que presenta un cuantil de ser excedido en años futuros, representada bajo una distribución estadística en función del tiempo.

Para el caso univariable de muestras independientes e idénticamente distribuidas (*iid*), mediante la ecuación (1.20) se representa la distribución geométrica bajo la cual se describe la probabilidad de que el cuantil asociado a una probabilidad de excedencia anual p se vea excedido en el año t (Mood, Graybill and Boes, 1974), definiéndose el periodo de retorno T como la esperanza matemática del tiempo t en el que se produce dicha excedencia (ecuación (1.21)).

$$f(t) = (1 - p)^{t-1} p \quad (t = 1, 2, \dots, \infty) \quad (1.20)$$

$$T = E(t) = \sum_{t=1}^{\infty} t (1 - p)^{t-1} p = 1/p \quad (1.21)$$

donde:

$f(t)$ = Función de probabilidad de que un determinado cuantil de avenida se vea excedido en el año t

p = Probabilidad de excedencia anual asociada al cuantil de avenida evaluado

t = Variable tiempo, relativa al año en el que se evalúa la excedencia del cuantil de avenida

T = Periodo de retorno

No obstante y pese a su uso y aceptación, el concepto del periodo de retorno se ve en ocasiones acompañado de una incorrecta interpretación que conduce a una subestimación del riesgo existente (Lave and Lave, 1991), al persistir esa idea equivocada de que la avenida asociada a un periodo de retorno T se corresponde con un cuantil de avenida que se supera una vez cada T años (Holmes Jr and Dinicola, 2010). Esta errónea interpretación ni siquiera resulta adecuada desde un punto de vista aproximado, ya que la distribución de probabilidad de que un determinado cuantil se vea excedido en el año t presenta una forma muy apaisada que impide localizar de forma suficientemente acotada el año el que se producirá tal excedencia. Esto se puede ver en la **Figura 19**, en la cual se muestra la probabilidad de que el cuantil $Q_{0.01}$ asociado a un periodo de retorno de 100 años se vea excedido en el año t , pudiéndose observar la considerable dispersión que muestra la distribución de probabilidad respecto a su esperanza matemática (en este caso, el año 100).

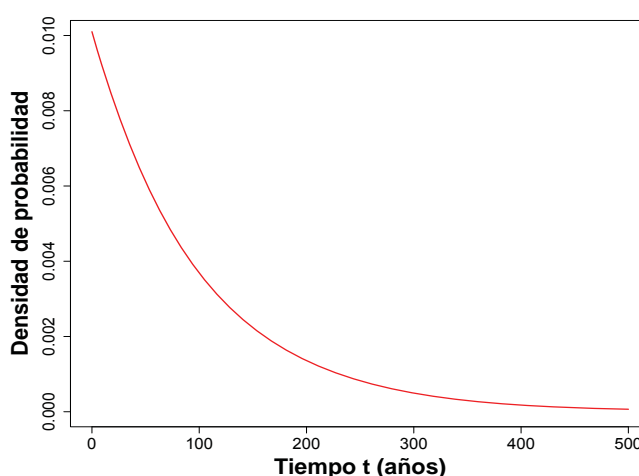


Figura 19. Distribución de probabilidad de que el cuantil $Q_{0.01}$ se vea excedido en el año t

Por otro lado, existen dos conceptos adicionales asociados al *riesgo de fallo* (Chow, Maidment and Mays, 1988, p.383) y la *fiabilidad* (Hashimoto, Stedinger and Loucks, 1982), conceptos complementarios respectivamente definidos por las ecuaciones (1.22) y (1.23) y referidos el primero de ellos a la probabilidad de que se dé al menos una excedencia del cuantil evaluado durante los n años considerados en el análisis, y el segundo a la probabilidad de que no se llegue a dar ni una sola excedencia durante esos n años.

$$Riesgo_n = 1 - (1 - p)^n \quad (1.22)$$

$$Fiabilidad_n = (1 - p)^n \quad (1.23)$$

donde:

p = Probabilidad de excedencia anual asociada al cuantil de avenida evaluado

n = Número de años considerados bajo el cual se evalúa el riesgo de fallo y la fiabilidad

En base a estas definiciones condicionadas al caso univariable *iid*, Read and Vogel (2015) mostraron la interesante correlación existente entre la fiabilidad, el número de años en la que se evalúa ésta y el periodo de retorno T , relación no dependiente de la cuenca considerada ni del modelo de frecuencias utilizado. En la **Figura 20** se presenta gráficamente dicha relación, pudiéndose observar las limitaciones presentadas por el periodo de retorno T para aportar una visión completa de la probabilidad asociada a no obtener ni una sola excedencia del cuantil evaluado durante los n años considerados en el análisis. Así por ejemplo, para un número de años n igual al periodo de retorno T , la fiabilidad de no que no se supere el cuantil Q_T durante esos n años considerados se encuentra en torno al 37%, valor que resulta muy reducido a efectos de protección frente al riesgo existente. Esta limitada capacidad de reflejar el riesgo de fallo vinculado al paso del tiempo llevó a Read and Vogel (2015) a recomendar la utilización del concepto de fiabilidad como medida alternativa al periodo de retorno.

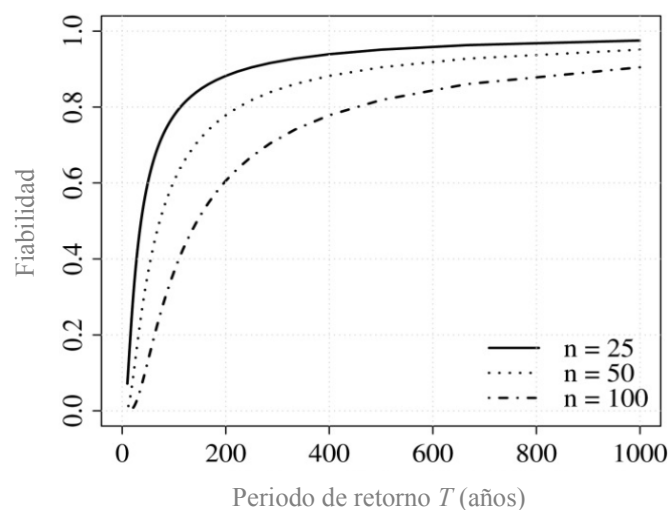


Figura 20. Fiabilidad de no superar el cuantil asociado al periodo de retorno T durante $n = 25, 50$ y 100 años, bajo el escenario univariable *iid* (Fuente: Read and Vogel, 2015).

Más allá del caso univariable *iid*, diferentes autores han contribuido a extender los conceptos del periodo de retorno, el riesgo y la fiabilidad al caso no-estacionario (Parey *et al.*, 2007; Parey, Hoang and Dacunha-Castelle, 2010; Cooley, 2013; Salas and Obeysekera, 2014), si bien las investigaciones llevadas a cabo por Read and Vogel (2015) han mostrado la compleja dependencia existente entre dichas extensiones y la forma de la distribución de probabilidad de las avenidas, el número de años bajo el cual se evalúa la fiabilidad y las propias características de la no-estacionariedad, complejidad bajo la cual se oscurece su aplicabilidad práctica principalmente debido a la dificultad de poder contar con una estimación lo suficientemente precisa de la no-estacionariedad.

Por otro lado, también se han realizado importantes esfuerzos por extender el concepto del periodo de retorno al ámbito multivariable (ver Salvadori, De Michele and Durante, 2011 y referencias incluidas ahí), si bien las recientes investigaciones desarrolladas por Serinaldi (2015) han revelado ciertos inconvenientes asociados a la aplicación de este concepto al contexto multivariable, inconvenientes que en la práctica conducen a conclusiones engañosas sobre el riesgo existente. Como alternativa al periodo de retorno, Serinaldi (2015) propone el uso del riesgo de fallo como medida a utilizar de forma única y generalizada para los distintos escenarios potencialmente en estudio (univariable *iid*, univariable estacionario de muestras no independientes, univariable no-estacionario de muestras independientes o escenario multivariable), a fin de contar con una herramienta global que proporcione un mejor entendimiento y una mejor vía de comunicación del riesgo existente.

Capítulo 2. Objeto y alcance

2.1 Propósito de la investigación y área de estudio

El desarrollo de la presente Tesis Doctoral responde al objetivo de mejorar las estimaciones de los cuantiles extremos de avenida con los que actualmente se cuenta en el norte de España, a través de la aplicación de metodologías de análisis capaces de reducir la incertidumbre asociada al valor de dichos cuantiles a los que se encuentra subordinada la delimitación de zonas inundables, la seguridad de las presas o la integridad de importantes infraestructuras adyacentes a los cursos fluviales.

El trabajo desarrollado se enmarca en la vertiente cantábrica y noratlántica de la Península Ibérica, abarcando toda el área geográfica delimitada por las divisorias de la cuenca del río Miño del lado español y las cuencas del norte peninsular que vierten sus aguas al Mar Cantábrico o el Océano Atlántico. En la siguiente **Figura 21** se ilustra tal ubicación, cuya caracterización climática, geológica, edafológica y fisiográfica se incluye en el **Capítulo 3** de la presente Tesis.



Figura 21. Localización de la zona en estudio (Fuente cartográfica: Base de datos Esri. ArcGIS Server)

El alcance cuantitativo de la investigación realizada se ha ceñido al análisis de los caudales punta de las avenidas máximas anuales bajo una perspectiva estacionaria, llegándose a estimar los cuantiles e incertidumbres asociadas a los periodos de retorno comprendidos entre los 2.33 y los 10.000 años. De este modo se ha pretendido abarcar los valores de los periodos de retorno de referencia establecidos por el Reglamento de Dominio Público Hidráulico Español (BOE-A-2001-14276, 2001; BOE-A-2008-755, 2008), el Comité Nacional Español de Grandes Presas (CNEGP, 1997) y la Norma de Drenaje Superficial de la Instrucción de Carreteras de España (BOE-A-2016-2405, 2016).

Desde un punto de vista metodológico, el trabajo desarrollado se ha cimentado en el análisis estadístico univariable de las series de caudal punta máximo anual registradas en las estaciones de aforo que presentan una alteración despreciable de su actual régimen hidrológico natural, complementando la información de las avenidas localmente registradas en dichas estaciones a través de la aplicación de técnicas de expansión temporal, espacial y causal. En el **Capítulo 4** de la presente Tesis se incluye una descripción detallada de las hipótesis y procedimientos metodológicos adoptados, mientras que en el **Capítulo 5** se presentan y discuten todos los resultados derivados del análisis realizado.

2.1.1 Objeto y alcance de la expansión temporal realizada

Con objeto de reducir la incertidumbre asociada a la estimación de los cuantiles de caudal punta de las avenidas máximas anuales, en la presente Tesis se ha llevado a cabo una expansión temporal de la información de partida existente basada en la ampliación de las series de registros de caudal punta máximo anual.

Para ello se han explorado las posibles relaciones existentes entre las variables hidrológicas/climáticas de las cuencas aforadas respecto a los caudales máximos medios diarios y los caudales punta de sus avenidas máximas anuales, a fin de obtener una expresión matemática físicamente consistente que permita estimar el caudal máximo instantáneo anual de aquellos años en los que, no existiendo registro de dicho caudal, sí existe el caudal máximo medio diario. Dentro del **Capítulo 5** de la presente Tesis se incluye una descripción detallada del análisis de correlación realizado, presentándose las ecuaciones inferidas mediante las cuales es posible obtener el valor esperado y los intervalos de confianza del caudal máximo instantáneo anual en base al registro del caudal máximo medio diario anual y ciertas variables hidrológicas/climáticas de las cuencas.

La utilización de esta expansión temporal de información ha sido limitada a incluir a los análisis de frecuencia el valor esperado del caudal punta derivado de las ecuaciones matemáticas inferidas, debido a que la posibilidad de incluir la información asociada a los intervalos de confianza de los caudales punta estimados, conjuntamente con el análisis regional, requeriría de la aplicación de técnicas bayesianas que se encuentran fuera del alcance de la presente investigación y las cuales han sido propuestas como parte de las futuras líneas de investigación (ver **Capítulo 6**). Atendiendo a estas mismas razones se ha descartado incorporar a la presente investigación las posibles avenidas históricas documentadas, las paleoavenidas o los umbrales de percepción asociados a años sin medidas que se intercalan entre periodos discontinuos de registros sistemáticos, teniendo además en cuenta la posible no-estacionariedad potencialmente asociada a las avenidas históricas ocurridas siglos atrás.

2.1.2 Objeto y alcance de la expansión espacial y causal realizadas

Con objeto de complementar la reducción de la incertidumbre aportada por la expansión temporal anteriormente comentada, en la presente Tesis se ha llevado a cabo una expansión espacial y causal de la información hidrométrica de partida fundamentalmente basada en la aplicación de técnicas de análisis regional mediante las cuales poder alcanzar los siguientes objetivos:

1. Paliar la reducida longitud de las series temporales de registros con la relativa abundancia en el espacio, transfiriendo a cada estación de aforos la información hidrométrica de aquellas otras estaciones que resultan estadística e hidrológicamente susceptibles de ser analizadas conjuntamente con cada estación en cuestión.
2. Apoyar los cálculos matemáticos sobre un marco físico interpretable y consistente que aporte una mayor fiabilidad de los resultados obtenidos, acompañando el análisis estadístico de frecuencias de una adecuada evaluación hidrológica de las regiones delineadas en base a la similitud física de las cuencas hidrográficas que las conforman.

Como limitación a la expansión causal realizada se ha de subrayar que el análisis regional de frecuencia se ha fundamentado en una modelización de avenidas de tipo mixto, utilizándose para ello funciones de distribución lo suficientemente flexibles como para poder describir conjuntamente los diferentes tipos de avenidas que pudieran coexistir en las distintas estaciones de aforo. Esta limitación ha venido derivada de las deficiencias de información existentes en las cuencas analizadas, ya que el origen físico de las avenidas registradas no aparece explícitamente indicado en los anuarios de aforos de las distintas administraciones competentes, ni se cuenta con suficientes registros climatológicos en muchas de las cuencas de la zona en estudio como para poder discernir sin ambigüedad el mecanismo de generación que originó cada una de las avenidas registradas.

Debido a ello, mediante las técnicas de análisis regional aplicadas se ha perseguido distinguir regiones en las que los procesos físicos que predominantemente originan las avenidas máximas anuales resultan similares para todas las cuencas que constituyen la región, buscando una homogeneidad regional que englobe y refleje la diversidad de los procesos físicos que generan las avenidas máximas en cada región.

Complementariamente y a fin de evaluar la fiabilidad y consistencia física de los resultados proporcionados por el análisis regional realizado, como parte final de la presente investigación se ha desarrollado un análisis exploratorio de las posibles relaciones existentes entre los cuantiles regionales de avenida y las características hidrológicas y climáticas de las cuencas en estudio, evaluándose con ello la interpretación física de los resultados analíticos obtenidos.

Dentro del **Capítulo 5** de la presente Tesis se muestran todos los cálculos asociados al análisis regional y causal realizados, incluyéndose una descripción detallada de los resultados obtenidos y una discusión analítica de los mismos. En el **Capítulo 6** se presentan las conclusiones derivadas de toda la investigación realizada.

2.1.3 Alcance práctico de los resultados derivados de la investigación

La toma de conciencia acerca de los cambios que ha ido experimentando el clima durante la era industrial, a causa del calentamiento global provocado por la emisión de gases de efecto invernadero, ha llevado a una parte de la Comunidad Hidrológica a defender la necesidad de plantear los estudios de avenidas bajo una perspectiva no-estacionaria (ver referencias incluidas en el apartado 1.2.3. del **Capítulo 1** de la presente Tesis). El objetivo de ello ha respondido al propósito de intentar modelizar los cambios asociados a dicho calentamiento mediante una componente determinística vinculada a las aparentes tendencias observadas en la magnitud y frecuencia de las avenidas, componente añadida a la propia aleatoriedad asociada a la ocurrencia de las crecidas en los ríos y cursos fluviales.

No obstante, resulta importante tener en cuenta que el cambio del clima no es algo que haya surgido de forma excepcional tras la actividad industrial desarrollada por el hombre, sino que los efectos de ésta han venido a unirse a la variabilidad climática que de una forma natural siempre ha existido en la Tierra. En este sentido, la razón por la cual los hidrólogos del siglo XX rara vez llegaron a plantearse incluir dichos cambios como componentes determinísticas añadidas a la distribución de frecuencia de las avenidas responde a que, en gran medida, la precisión del conocimiento existente sobre la evolución de esos cambios resultaba insuficiente como para poder ser planteados bajo una perspectiva determinística. Esta falta de conocimiento relativa a la certera evolución de los cambios del clima sigue resultando actualmente de gran trascendencia, ya que aunque las avenidas extremas pudieran estar presentando un cierto cambio en su magnitud o frecuencia de excedencia, la gran incertidumbre asociada a la cuantía y futura evolución de dichos cambios hace que el enfoque no-estacionario resulte todavía una alternativa de análisis poco práctica (ver referencias incluidas en el apartado 1.2.3. del **Capítulo 1** de la presente Tesis).

Es por ello que la perspectiva estacionaria continúe presentándose como principal herramienta de enfoque de los análisis de frecuencia de avenidas, ya que la aplicación de dicha perspectiva no significa que bajo ella no se estén teniendo en cuenta los posibles cambios existentes, sino que el conocimiento de la evolución de éstos resulta tan impreciso que, desde un punto de vista práctico, resulta más adecuado modelizar la ocurrencia de las avenidas bajo una componente puramente aleatoria (ver apartado 1.2.3. y 1.3 del **Capítulo 1**).

Bajo este contexto, surge entonces una importante cuestión relacionada con el alcance de aplicabilidad que presentan los resultados de los estudios de avenidas desarrollados bajo la perspectiva estacionaria, cabiendo preguntarse hasta qué horizonte de tiempo resultará razonable asumir que una misma distribución de frecuencias representará razonablemente la probabilidad de excedencia de las diferentes magnitudes de crecida. La respuesta a esta cuestión reside en la propia representatividad estadística que en cada caso proporcionen los datos de partida para modelizar la probabilidad de excedencia de las avenidas futuras, de tal forma que la información de un determinado periodo del pasado podrá ser considerada como aceptablemente representativa del futuro siempre y cuando se cumplan los siguientes condicionantes:

- i. Que la variabilidad climática captada por la información del pasado comprenda, desde un punto de vista práctico, la posible variabilidad que se dará en el periodo futuro que se tiene interés en evaluar.

- ii. Y que la geología, fisiografía, vegetación y usos del suelo que durante el periodo base del pasado presentaron las cuencas analizadas no resulten, en la práctica, apreciablemente diferentes a las que se presentarán en el periodo futuro de interés.

Estos dos condicionantes fueron señalados hace décadas por uno de los pioneros en el estudio de la teoría de valores extremos, Emil Julius Gumbel, como se recoge en su obra *Statistic of Extremes* (Gumbel, 1941, p.187): “... *In order to apply any theory we have to suppose that the data are homogeneous, i.e. that no systematical change of climate and no important change in the basin have occurred within the observation period and that no such changes will take place in the period for which extrapolations are made.*”

Es por ello lógico y productivo que el cambio climático antrópico haya despertado la preocupación sobre el alcance representativo que pueden llegar a aportar los datos del pasado para evaluar la frecuencia de las avenidas en el futuro, teniendo en cuenta además la deforestación, los cambios del uso del suelo y el desarrollo urbanístico que ha sido llevado a cabo en algunas cuencas desde el siglo XIX.

Así por tanto, por un lado se cuenta con la problemática asociada a la posible utilización de datos susceptiblemente anacrónicos que podrían conducir a estimaciones de frecuencias poco representativas de las próximas décadas (Milly *et al.*, 2015), al tiempo que la perspectiva de plantear los análisis de frecuencia bajo un enfoque no-estacionario adolece de arrojar una excesiva incertidumbre con poco potencial práctico (Serinaldi and Kilsby, 2015). Por ello y con la pretensión de evitar ambos inconvenientes, la presente Tesis ha sido desarrollada bajo un enfoque estacionario cimentado en aquellas series de registros que presentan una suficiente representatividad del régimen hidrológico actual de la zona en estudio, pese a que ello suponga limitar el alcance de aplicación de las predicciones estadísticas a un horizonte de tiempo en el que la distorsión de la distribución de frecuencias pueda considerarse como razonablemente despreciable. Se asumirá con ello la exclusión de cierta información que no obstante podrá ser incorporada más adelante bajo las técnicas bayesianas propuestas como futuras líneas de investigación (ver **Capítulo 6**).

De este modo, los resultados derivados de la presente investigación realizada alcanzarán a aportar una validez razonable para ser utilizados como estimación de los cuantiles de caudal punta en años venideros hasta el momento en el que los efectos del cambio climático antrópico, la variabilidad natural del clima o la posible alteración física de las cuencas dejen patente una descriptible distorsión de las distribuciones de frecuencia.

A este respecto cabe mencionar que las futuras proyecciones climáticas procedentes de la regionalización de los modelos climáticos de circulación global resultan sólo relativamente prometedoras, ya que por el momento no han sido capaces de representar adecuadamente la estadística de los registros de precipitación extrema (Kendon *et al.*, 2017). Además, se ha de tener en cuenta que la transformación de tales proyecciones de precipitación extrema en sus respectivos caudales de avenida se encontrará a su vez acompañada de una importante incertidumbre, ya que la humedad media del terreno, la vegetación y los usos del suelo de las cuencas de captación evolucionarán según cambia el clima, la actividad agraria y urbanística, o la frecuencia y magnitud de los incendios forestales (ver por ejemplo Berghuijs *et al.*, 2017 y referencias incluidas ahí). Es por ello que en este trabajo no se han empleado tales proyecciones.

Capítulo 3. Caracterización de la zona en estudio

3.1 Localización

La zona en estudio se localiza en el norte de la Península Ibérica, comprendiendo toda la superficie delimitada por la divisoria de la cuenca del río Miño, del lado español, y las cuencas del norte peninsular que vierten sus aguas al Mar Cantábrico y el Océano Atlántico. Más adelante, en las **Figuras 22(a)-22(b)** se ilustra su ubicación.

Esta superficie geográfica, de 53.861,8 km², se encuentra fuertemente influenciada por la circulación atmosférica vinculada a los vientos procedentes del Océano Atlántico, el Mar Cantábrico y el Mar del Norte (Tout and Kemp, 1985), bajo cuya ocurrencia, principalmente asociada a los meses de invierno, pueden llegar a transportarse importantes cantidades de humedad susceptibles de precipitar en la zona en estudio.

Actualmente, el área de estudio se encuentra supeditada a la competencia respectivamente atribuida a las administraciones públicas de la Confederación Hidrográfica del Miño-Sil (<https://www.chminosil.es/>), la Demarcación Hidrográfica de Galicia Costa (<https://augasdegalicia.xunta.gal/demarcacion-hidrografica>), la Confederación Hidrográfica del Cantábrico (<https://www.chcantabrico.es/>), las Diputaciones forales de Vizcaya y Guipúzcoa (<http://www.bizkaia.eus> y <http://www.gipuzkoa.eus>) y la Comunidad foral de Navarra (http://www.navarra.es/home_es/), abarcando, tal y como muestra la **Figura 22(b)**, gran parte del territorio subordinado a las Comunidades Autónomas de Galicia, Asturias y Cantabria, noroeste y parte del norte de Castilla y León, norte del País Vasco y zona noroccidental de Navarra.

3.2 Geomorfología

En su conjunto, la zona en estudio presenta una forma apaisada constreñida de este a oeste por la frontera política franco-española, el límite occidental del sistema montañoso de Los Pirineos, toda la cadena montañosa de los Montes Vascos y la Cordillera Cantábrica, gran parte del Macizo Galaico-Leonés y la frontera hispano-lusa. Esta superficie geográfica muestra un importante contraste altimétrico entre las áreas de costa y el interior, pasando en medio centenar de kilómetros de las bajas altitudes de la costa a los más de 1.500 metros de altura sobre el nivel del mar que presentan las cadenas montañosas que delimitan la zona en estudio, llegándose incluso a superar los 2.000 m.s.n.m. en el interior de ciertas zonas de Asturias y Cantabria.

El relieve de las zonas interiores resulta abrupto y relativamente elevado, debido fundamentalmente a la presencia del Macizo Galaico-Leonés del noroeste peninsular y a las cadenas montañosas de la Cordillera Cantábrica y los Montes Vascos. Tal y como se muestra en la **Figura 22(c)**, este escabroso relieve presenta dos importantes excepciones en el interior de la Comunidad Autónoma de Galicia: la llanura de *A Terra Chá* situada en el sector norte de la provincia de Lugo, y la depresión de la *Laguna de Antela* situada en el centro de la provincia de Ourense y cuya superficie llegó a albergar un humedal de más de 40 km² que fue desecado en los años 50 del siglo pasado (Zapata, 1967).

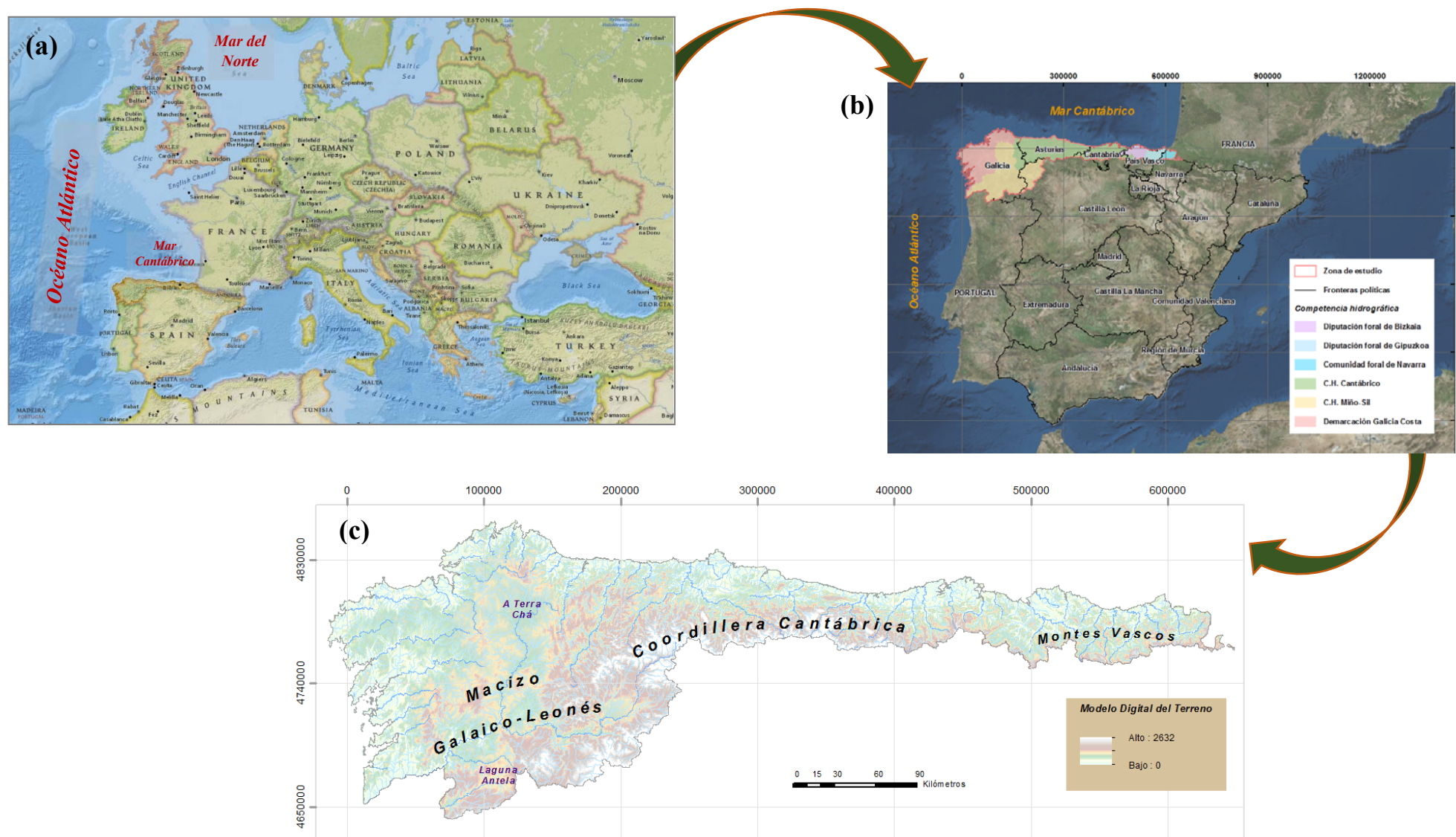


Figura 22. (a) Localización global (Fuente cartográfica: Base de datos Esri. ArcGIS Server), (b) fronteras administrativas (Fuente: Instituto Geográfico Nacional de España, IGN) y (c) relieve de la zona en estudio (Fuente cartográfica: IGN); Sistema de representación geográfica: ETRS89, Universal Transversal Mercator Huso 30.

Tal y como se muestra en la siguiente **Tabla 1**, la zona en estudio presenta una pronunciada variabilidad altimétrica que permite que, en pocas decenas de kilómetros, se pase de encontrar cuencas hidrográficas que muestran un régimen puramente pluvial a cuencas en las que la nieve presenta una influencia hidrológica relevante. Tal variabilidad se ilustra gráficamente en la curva hipsométrica presentada en la **Figura 23**.

Tabla 1. Rango de altitudes de la zona en estudio

Intervalo	Rango de altitudes (m.s.n.m.)		Cota media (m.s.n.m.)	Área parcial (km ²)	Área parcial respecto al área total (%)
1	0,0	202,4	101,2	8362,3	15,526
2	202,4	404,9	303,6	10930,7	20,294
3	404,9	607,3	506,1	13208,1	24,522
4	607,3	809,8	708,6	8678,1	16,112
5	809,8	1012,3	911,0	5200,2	9,655
6	1012,3	1214,7	1113,5	3143,3	5,836
7	1214,7	1417,2	1316,0	2051,2	3,808
8	1417,2	1619,6	1518,4	1283,9	2,384
9	1619,6	1822,1	1720,9	704,2	1,307
10	1822,1	2024,6	1923,3	228,0	0,423
11	2024,6	2227,1	2125,8	50,2	0,093
12	2227,1	2429,5	2328,3	18,1	0,034
13	2429,5	2632,0	2530,7	3,1	0,006

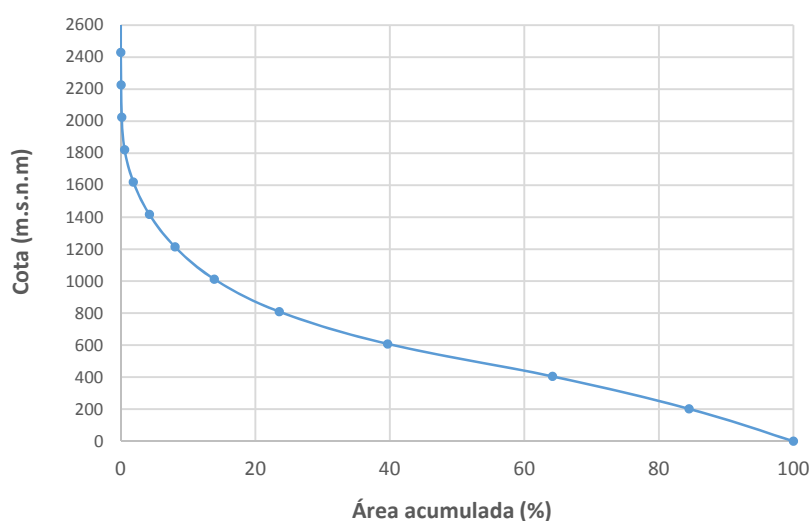


Figura 23. Curva hipsométrica de la zona en estudio

Fruto de las cadenas montañosas existentes, gran parte de las cuencas contenidas en el área en estudio se encuentran constituidas por laderas y cauces fluviales que muestran una apreciable pendiente, particularmente acusadas en el área asociada a la Cordillera Cantábrica y los Montes Vascos. A modo ilustrativo, en las **Figuras 24(a)** y **24(b)** se muestra, respectivamente, un plano de altitudes y un plano de pendientes de la zona en estudio, ambos obtenidos a través del procesamiento realizado con la herramienta ArcGIS 10.2.2 del modelo digital del terreno de 25 x 25 m de celda publicado por el Instituto Geográfico Nacional de España (IGN).

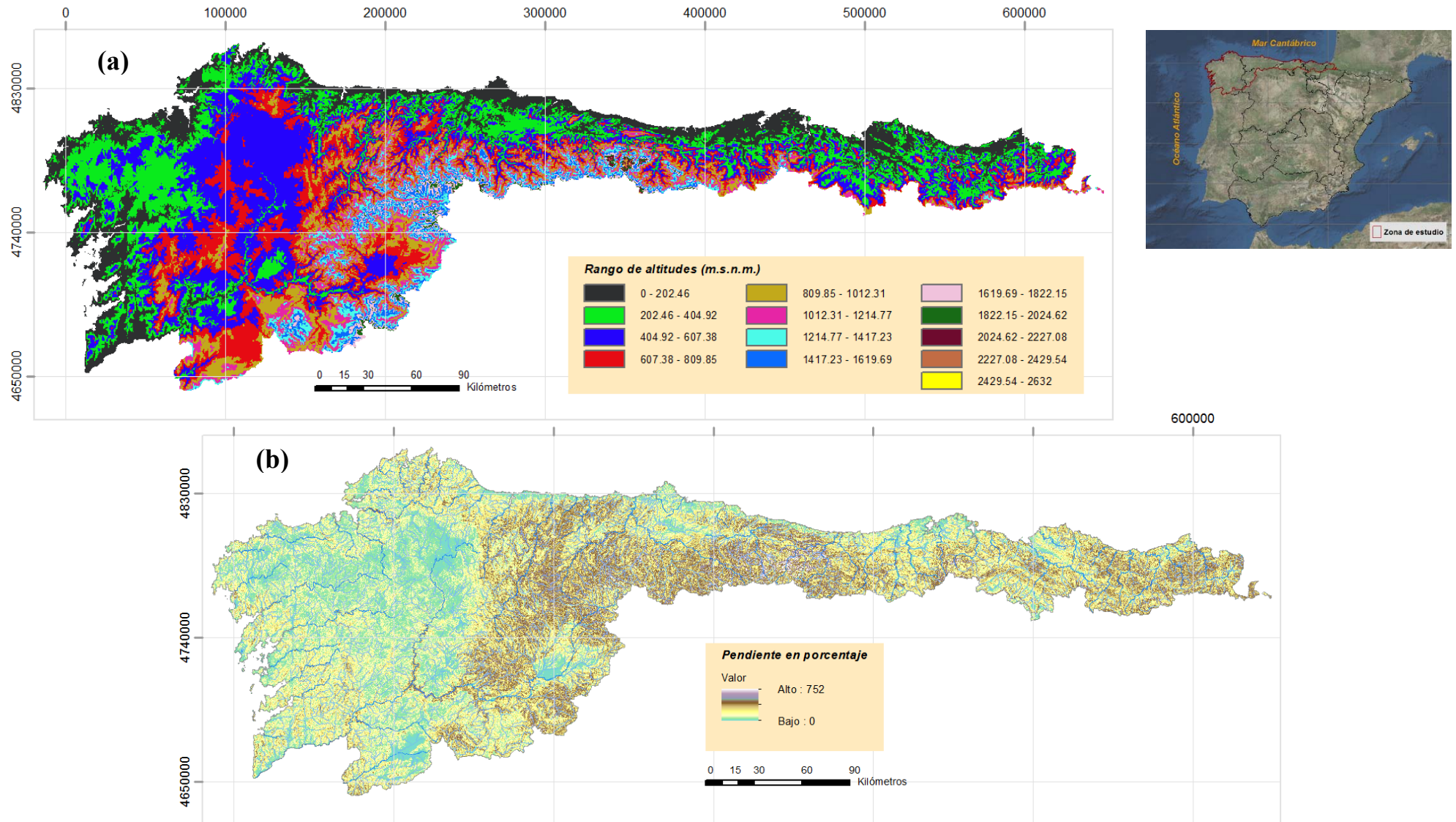


Figura 24. (a) Plano de altitudes. (b) Plano de pendientes; Sistema de representación geográfica: ETRS89, UTM 30.

3.3 Geología y edafología

Desde una perspectiva global, la zona en estudio presenta una geología principalmente rocosa de origen paleozoico y mesozoico, cuya naturaleza torna desde el carácter predominantemente ígneo de la Comunidad Autónoma de Galicia a las rocas sedimentarias de la zona oriental del área en estudio.

De oeste a este, en primer lugar se encuentra un predominio de granitoides de la era paleozoica asociados a los periodos devónico, carbonífero y pérmico, con cierta incursión de rocas de tipo metamórfico como las serpentinitas y los gneisses del periodo carbonífero, o las pizarras del silúrico y devónico de mediados del paleozoico. Dentro de esta distribución geológica destaca la excepcionalidad existente al sur de la provincia gallega de Ourense, en donde la presencia de material sedimentario del Cuaternario dio lugar al extenso humedal de la Laguna de Antela artificialmente desecado en los años 50 del siglo pasado tal y como se ha referenciado con anterioridad.

A continuación, ubicada entre la zona oriental de Galicia, el oeste de Asturias y el noroeste de Castilla y León, aparece una ancha banda de macizos rocosos compuestos por rocas metamórficas de cuarcitas-pizarras y rocas sedimentarias de areniscas-calizas de principios del paleozoico, que torna seguidamente hacia el este a una mezcla de conglomerados, pizarras, areniscas, calizas y carbón procedentes del periodo carbonífero.

Ya en la zona oriental y central de la Comunidad Autónoma de Cantabria comienza a encontrarse una abundancia de rocas sedimentarias del tipo calizas, margas y dolomías del periodo jurásico y cretácico de la era mesozoica, que comparten su presencia con areniscas y conglomerados de esa misma época. Esta caracterización se extiende hacia el País Vasco, en donde las calizas, margas, dolomías y areniscas del periodo cretácico dominan el paisaje geológico. Finalmente, transitando hacia la Comunidad foral de Navarra vuelve a encontrarse una notable presencia de conglomerados y carbón del periodo devónico y carbonífero, que junto a las pizarras, calizas y areniscas de esa misma época dominan la geología de esa zona.

En las **Figuras 25(a) y 25(b)** se ilustran sendos mapas en los que se representa toda esta caracterización geológica de la zona en estudio, mapas que han sido extraídos de la cartografía geológica a escala 1:1.000.000 publicada por el Instituto Geológico y Minero de España (IGME, <http://www.igme.es/>).

Esta distribución geológica, unida a otros factores tales como el tipo de vegetación de la zona, sus usos del suelo, su geomorfología, el carácter pluvial o nival de las cuencas o la propia temperatura, condicionan la presencia y recarga de los acuíferos del área en análisis, observándose una mayor recarga media anual de los mismos hacia el este tal y como muestra la **Figura 26(a)** extraída del mapa de recarga media anual de acuíferos de la España Peninsular, mapa publicado por el Ministerio para la Transición Ecológica (MITECO, <https://www.miteco.gob.es/es/>) para el periodo comprendido entre los años hidrológicos 1940/1941-2005/2006. Asimismo, fruto de la interacción de los anteriores factores con la precipitación queda conformada la capacidad de infiltración del área en estudio frente a los episodios importantes de lluvias, ilustrándose en la siguiente **Figura 26(b)** la distribución espacial del umbral de escorrentía P_0 extraída del mapa peninsular desarrollado por el CEDEX en colaboración con la Universidad de León (ULE, 2009).

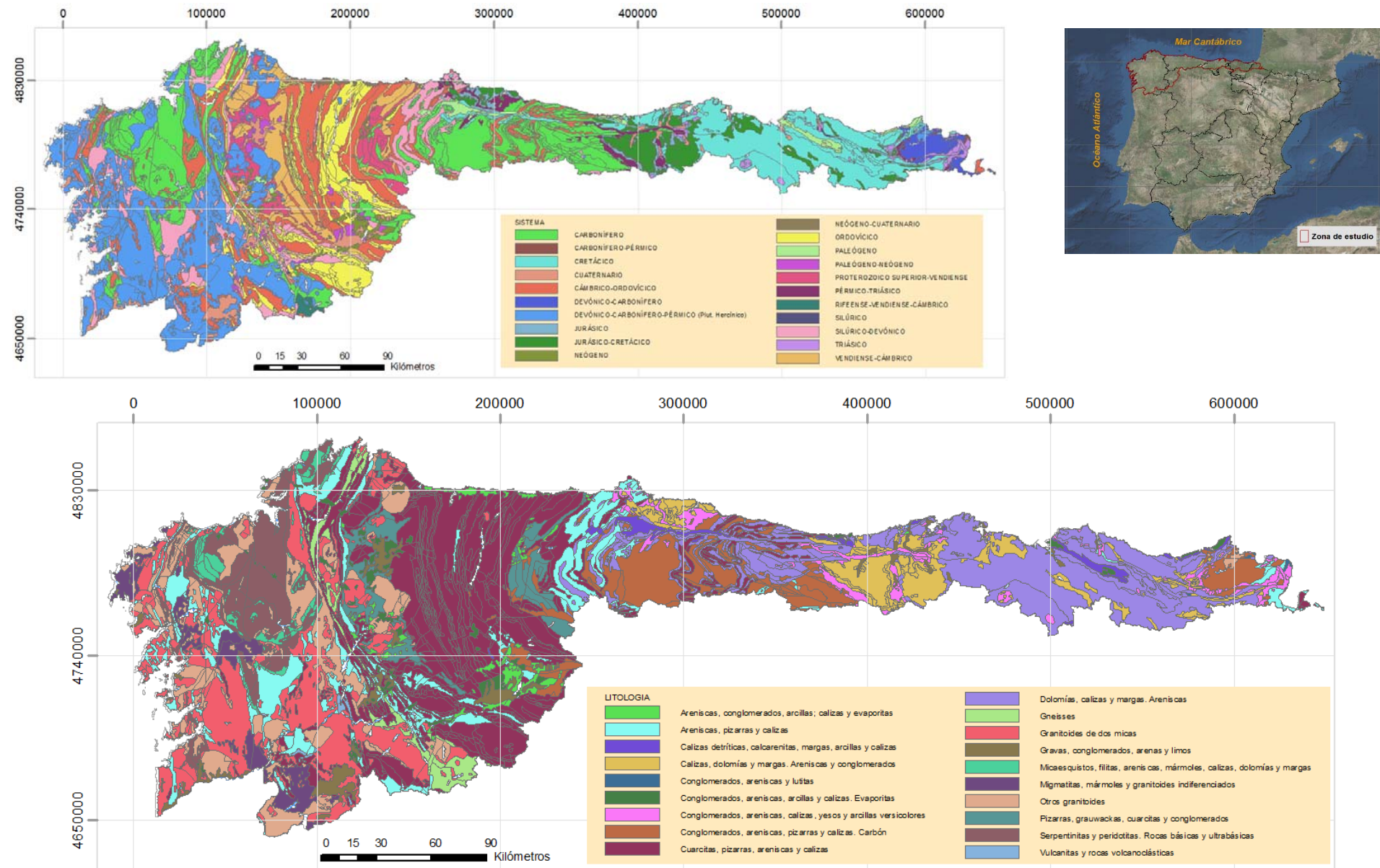


Figura 25. Geología 1:1.000.000 de la zona en estudio (Fuente cartográfica: Instituto Geológico y Minero de España, IGME). Sistema de representación: ETRS89, UTM30.

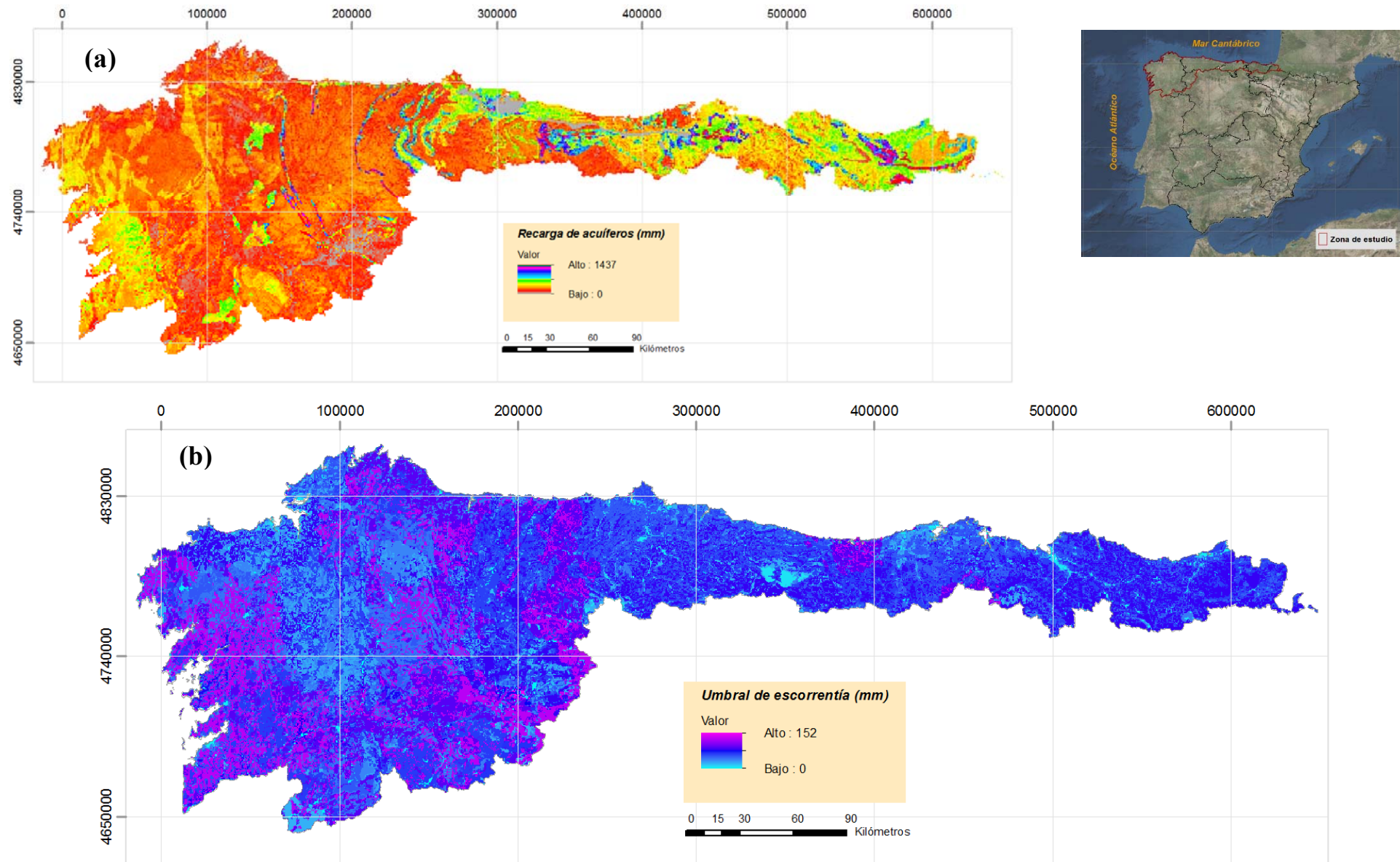


Figura 26. (a) Recarga media anual de acuíferos y (b) P_0 (Fuente: Ministerio para la Transición Ecológica, MITECO). Sistema representación geográfica: ETRS89, UTM30.

La vinculación de este contexto hidrogeológico con la extensión y el tipo de vegetación de la zona en estudio resulta importante, existiendo un gran porcentaje de superficie cubierta por zonas arboladas y vegetación de tipo herbácea que promueven la retención del agua precipitada, incrementando con ello el potencial de infiltración del terreno. En la siguiente **Figura 27** se muestra el mapa de ocupación del suelo de la zona en estudio derivado de la cartografía *raster* de 20 metros de celda desarrollada por el Programa europeo *Copernicus* y publicada por el Centro Nacional de Información Geográfica de España (CNIG, <http://centrodedescargas.cnig.es/CentroDescargas/index.jsp>), en donde se puede observar la predominancia de las áreas vegetadas en la zona en estudio, existiendo una baja extensión de suelos que hayan sido parcial o totalmente impermeabilizados o áreas asociadas a masas de agua continentales y zonas húmedas.

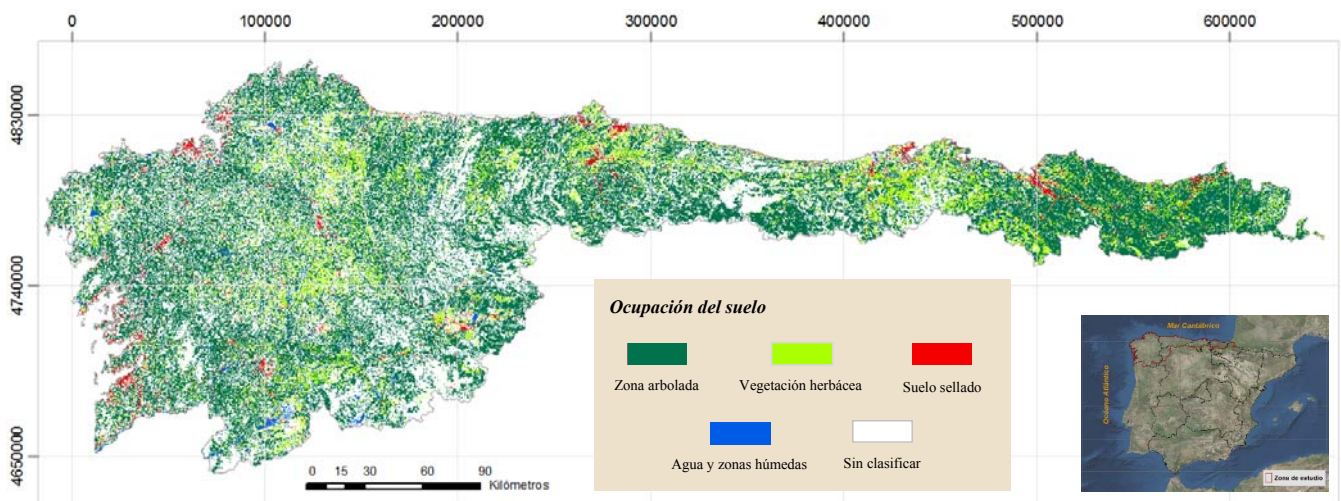
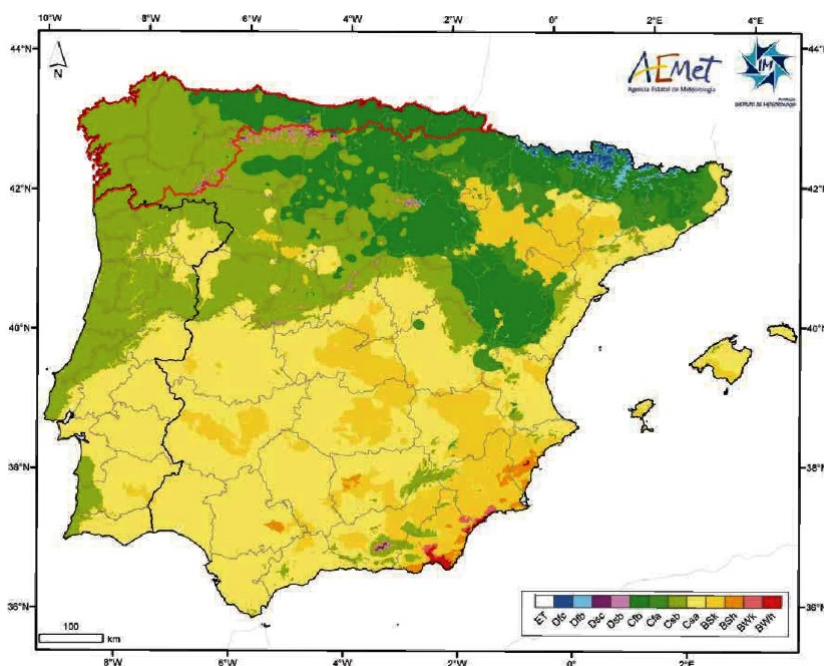


Figura 27. Ocupación del suelo (Fuente: Programa europeo *Copernicus*)

Estos usos del suelo de la zona en estudio, cuya descripción y distribución espacial más detallada se ilustra en los mapas de ocupación a escala 1:100.000 del proyecto europeo *Corine Land Cover* que se encuentran publicados en la página web oficial del CNIG, presenta una influencia trascendental en la capacidad de infiltración del terreno y el grado de humedad que presenta éste a lo largo del año, encontrando, a iguales condiciones climáticas, un mayor grado de humedad en zonas donde existen tierras labradas que ayudan a retener la precipitación pero no cuentan con vegetación de tipo arbórea bajo la cual se produce una mayor evapotranspiración del agua infiltrada.

3.4 Climatología

Fruto de su enclave geográfico, su geomorfología, edafología y sus características geológicas, el área en estudio presenta un clima actualmente templado en el que las temperaturas medias de los meses más fríos del año se encuentran comprendidas entre los 0 y 18 °C, exceptuando las zonas de alta montaña existentes en donde la temperatura media del mes más frío del año sí llega a resultar inferior a los 0 °C.



Tal y como se muestra en el Atlas Climático Ibérico (AEMET and IM, 2011), dentro de la zona en estudio se encuentran las regiones de España con mayor número promedio de días al año en los que la precipitación resulta superior a 1 mm por metro cuadrado, tales como son las áreas del norte de la Comunidad foral de Navarra, el noreste del País Vasco y las áreas costeras del noroeste de Galicia, zonas en las que dicho umbral de 1 mm se llega a superar más de 150 días al año. Análogamente, el número promedio de días al año en el que la precipitación resulta superior a los 30 mm también alcanza valores apreciablemente altos en el área en estudio, siendo las zonas del oeste de Galicia y el norte de Navarra donde ese número de días resulta más elevado. Esta distribución pluviométrica se encuentra reflejada en los mapas de precipitación media anual y precipitación máxima diaria anual promedio publicados por el MITECO, cuyos extractos para la zona en estudio se presentan respectivamente en las **Figura 30(a) y 30(b)** adjuntas más adelante.

De oeste a este, los eventos de precipitación más relevantes que acontecen en la zona en estudio se encuentran principalmente alimentados por la humedad transportada por los vientos procedentes del Océano Atlántico, el Mar Cantábrico y el Mar del Norte, vientos cuya aparición presenta una mayor frecuencia de ocurrencia durante los meses fríos del año (ver Santos, Mediero and Lima, 2017 y referencias incluidas ahí). Este tipo de

eventos pueden llegar a producir avenidas importantes dentro del periodo del año comprendido entre los meses de noviembre a marzo, si bien la influencia nival existente en algunas subcuencas del río Sil y buena parte de la Cordillera Cantábrica hacen de la primavera una estación susceptible de presentar avenidas asociadas al derretimiento de nieve, cuando éste es acelerado por eventos de lluvia relevantes. En cuencas de reducido tamaño, los fenómenos convectivos vinculados a los meses calurosos del año también pueden llegar a originar importantes avenidas, potencialmente alimentadas por la evaporación del agua de mar en las zonas de costa o por el propio reciclaje de la humedad continental.

Por otro lado, debido a las importantes diferencias de altitud que existen en el área en estudio, la temperatura presenta una importante variabilidad espacial entre las zonas de costa y las áreas de interior tal y como se ilustra en la **Figura 31(a)**. Tal variabilidad permite que en pocas decenas de kilómetros se pase de cuencas puramente pluviales a cuencas en las que la nieve presenta una influencia hidrológica relevante, tal y como se refleja en el mapa de subcuencas nivales de España derivado del programa ERHIN (DGA, 2012) y cuyo extracto para la zona en estudio se ilustra en la **Figura 31(b)**.

A día de hoy, el registro cuantitativo de la distribución nival en las cuencas de alta montaña de la zona en estudio no se encuentra tan detalladamente descrito como ocurre con otras variables climáticas como puede ser la pluviometría, si bien la mayor probabilidad de acumulación de nieve en las subcuencas nivales identificadas por el programa ERHIN se encuentra respaldada por la distribución espacio-temporal de las temperaturas, tal y como se puede observar en la siguiente **Figura 29** extraída del Atlas Climático de la Península Ibérica (AEMET and IM, 2011), en la cual se ha superpuesto el perímetro del área en estudio en color rojo a la distribución espacial del número medio anual de días con temperatura mínima $\leq 0^{\circ}\text{C}$.

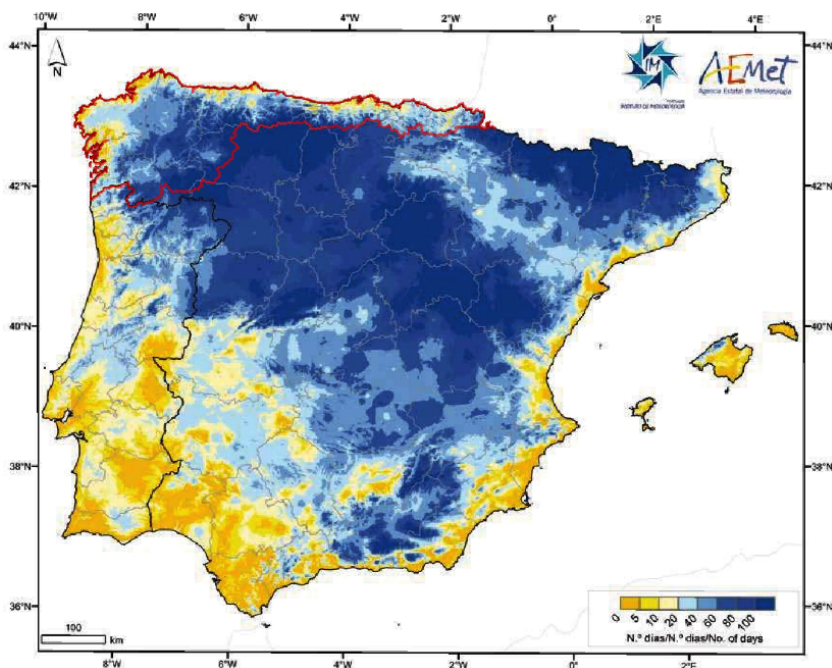


Figura 29. Número medio anual de días con temperatura mínima $\leq 0^{\circ}\text{C}$ (Fuente: AEMET)

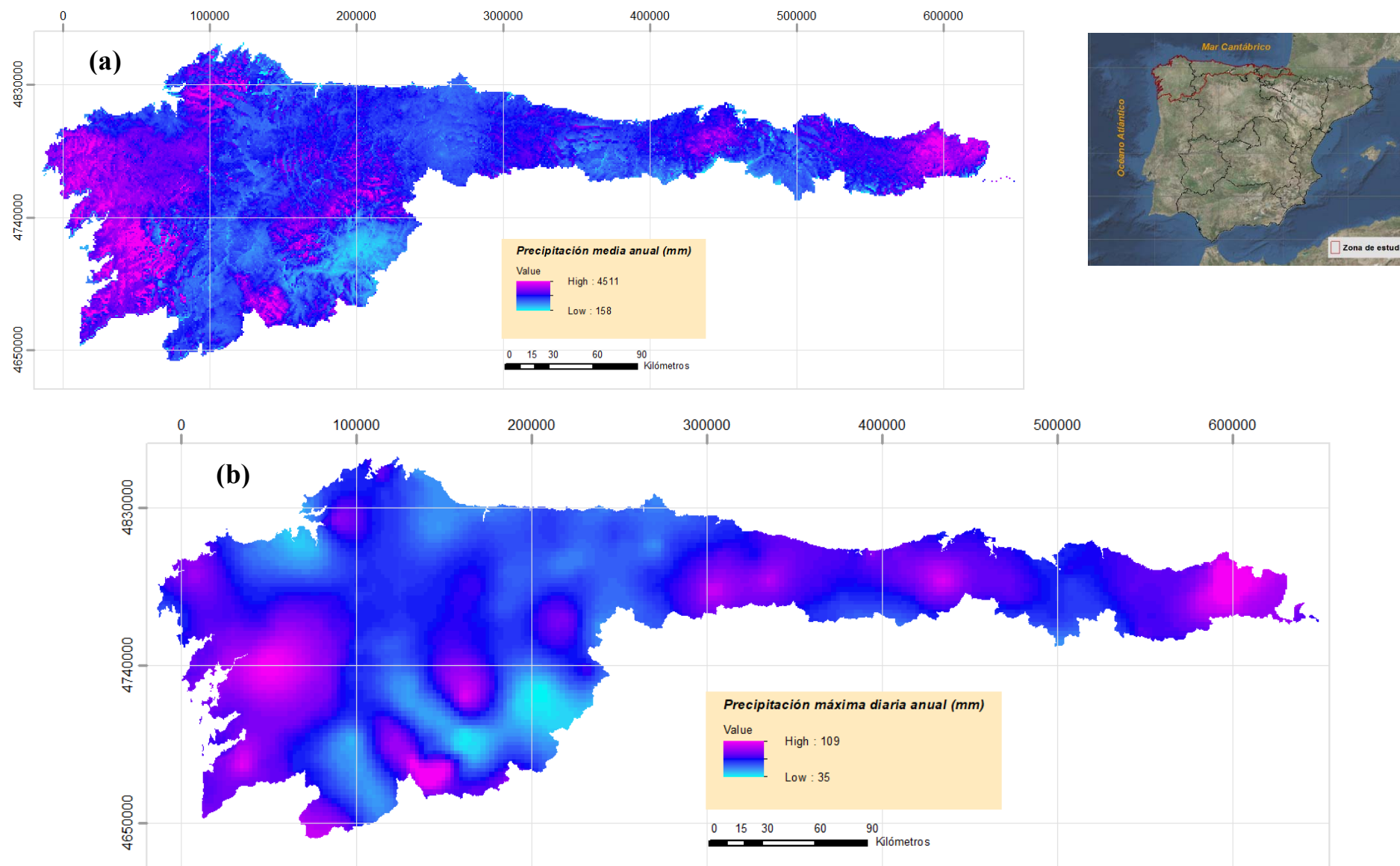


Figura 30. (a) Precipitación media anual 1940-2006. (b) Precipitación máxima diaria anual T2.33 años (Fuente: MITECO). Sistema referencia geográfico: ETRS89, UTM30.

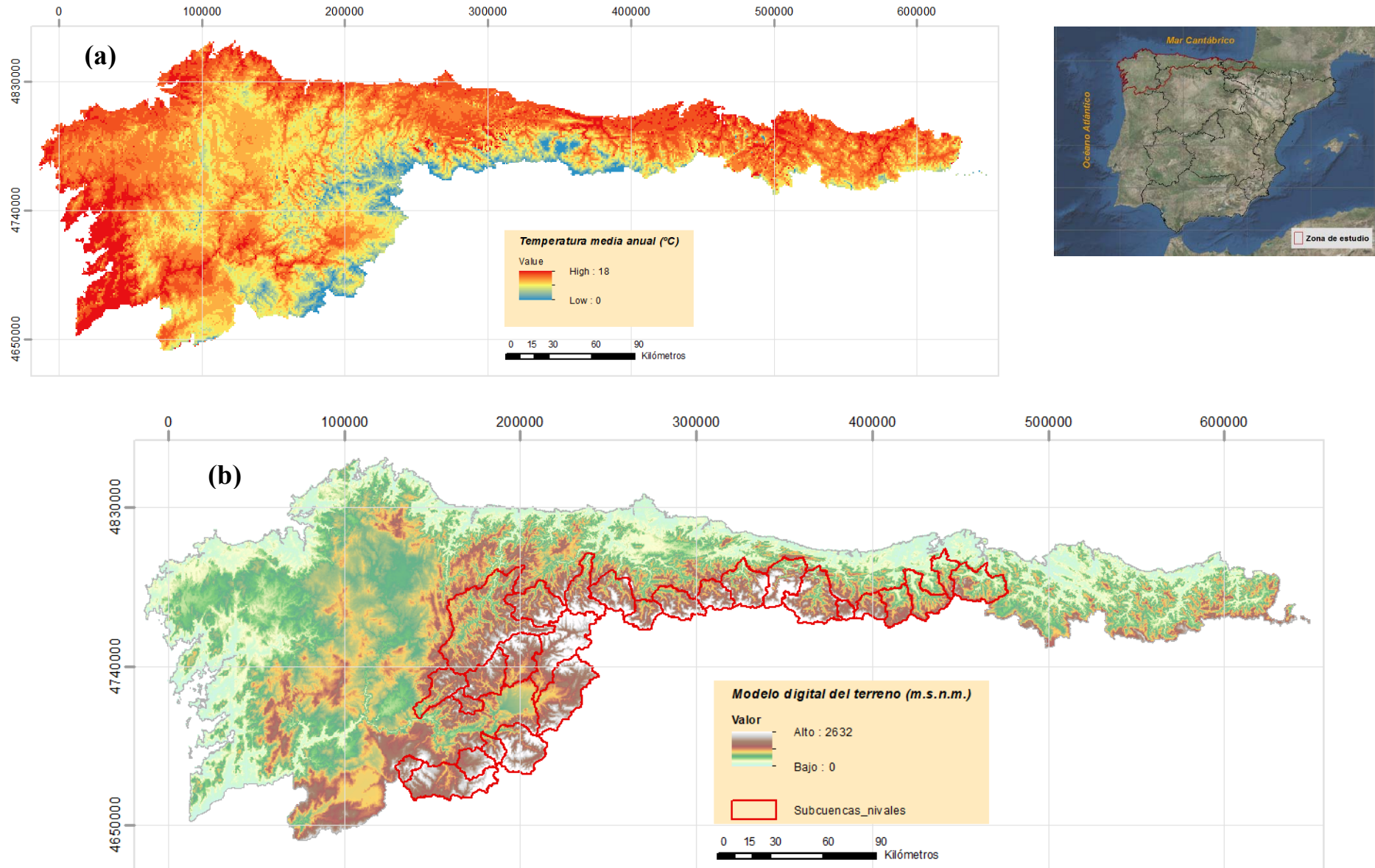


Figura 31. (a) Temperatura media anual periodo 1940-2006. (b) Mapa de subcuencas nivales (Fuente: MITECO). Sistema de referencia geográfico: ETRS89, UTM30.

3.5 Selección de características principales

Con objeto de evaluar los rasgos hidrológicos de la zona en estudio del modo más completo posible, la caracterización básica presentada en los anteriores apartados fue complementada con información cartográfica adicional asociada a la escorrentía superficial y otros aspectos relacionados con la climatología de la zona (tales como la evapotranspiración), así como introduciendo al análisis las coordenadas geográficas de las cuencas en estudio como indicadores representativos de la susceptibilidad a ser azotadas por los diferentes regímenes de tormentas que provocan las avenidas en las distintas zonas del área en estudio.

En su conjunto, toda la fase de caracterización ha sido llevada a cabo a través de la consulta de las bases de datos cartográficas publicadas por los distintos organismos oficiales competentes sobre la zona en cuestión, recopilando para su detallada evaluación la siguiente información de carácter editable:

- ✓ Modelo digital del terreno de la España Peninsular de 25 x 25 metros de celda, en formato *raster* (Fuente: Instituto Geográfico Nacional de España, IGN).
- ✓ Base topográfica nacional a escala 1:100.000 en formato *shape*, con información asociada a las curvas de nivel, las fronteras administrativas, las masas de agua continentales, los núcleos de población, las presas y otras infraestructuras, o las zonas protegidas (Fuente: IGN).
- ✓ Localización de la red oficial de estaciones de aforo de la España Peninsular en formato *shape* (Fuente: Centro de Estudios y Experimentación de Obras Públicas, CEDEX).
- ✓ Ortofotos de la España Peninsular en formato *raster* (Fuente: IGN).
- ✓ Mapa de las subcuencas nivales de España en formato *shape* (Fuente: Ministerio para la Transición Ecológica, MITECO).
- ✓ Mapa de Áreas de Riesgo Potencial de Inundaciones ARPIS en formato *shape* (Fuente: MITECO).
- ✓ Mapa de Precipitaciones máximas diarias en España para periodos de retorno 2.33, 5, 10, 50 y 100 años, en formato *raster* (Fuente: MITECO).
- ✓ Mapa del umbral de escorrentía P0 para la España Peninsular en formato *raster* (Fuente: MITECO).
- ✓ Mapa de la recarga media anual de acuíferos en España para el periodo comprendido entre los años hidrológicos 1940/1941-2005/2006, en formato *raster* (Fuente: MITECO).

- ✓ Mapa de escorrentía subterránea media anual en España para el periodo comprendido entre los años hidrológicos 1940/1941-2005/2006, en formato *raster* (Fuente: MITECO).
- ✓ Mapa de escorrentía total media anual en España para el periodo comprendido entre los años hidrológicos 1940/1941-2005/2006, en formato *raster* (Fuente: MITECO).
- ✓ Mapa de aportación hídrica anual en España en formato *raster*, promediada para el periodo comprendido entre los años hidrológicos 1940/1941-2005/2006 (Fuente: MITECO)
- ✓ Mapa de precipitación media anual en España, en formato *raster*, para el periodo comprendido entre los años hidrológicos 1940/1941-2005/2006 (Fuente: MITECO).
- ✓ Mapa de temperatura media anual en España para el periodo comprendido entre los años hidrológicos 1940/1941-2005/2006, en formato *raster* (Fuente: MITECO).
- ✓ Mapa de evapotranspiración real media anual en España, en formato *raster*, para el periodo comprendido entre los años hidrológicos 1940/1941-2005/2006 (Fuente: MITECO).
- ✓ Mapa de evapotranspiración potencial media anual en España para el periodo comprendido entre los años hidrológicos 1940/1941-2005/2006, en formato *raster* (Fuente: MITECO).

De este modo y a partir del procesamiento de toda esta información cartográfica a través del uso de la herramienta informática ArcGIS 10.2.2., ha sido posible llevar a cabo una evaluación cuantitativa de las características hidrológicas de las cuencas aforadas en la zona en estudio, base y sustento del análisis de extensión temporal, espacial y causal realizado en aras de mejorar la estimación de la frecuencia de las avenidas de la zona en estudio.

En la siguiente **Tabla 2** se señalan las características principales que han sido planteadas en la presente investigación como potenciales conectores entre la física de las avenidas y los resultados matemáticos derivados de la teoría de valores extremos, características seleccionadas como consecuencia del tipo de información existente, su potencial representatividad e influencia hidrológica, y su coherencia con las características habitualmente utilizadas en la literatura hidrológica. En el **Anexo 5** de la presente Tesis se muestra el valor de dichas características para cada una de las cuencas hidrográficas identificadas como potencialmente representativas de la hidrología en régimen natural de la zona en cuestión.

Tabla 2. Características planteadas como posibles conectores entre la física de las avenidas y la teoría estadística

Símbolo	Descripción
A_c	Área de la cuenca de captación (km^2)
P_c	Perímetro de la cuenca (km)
P_f	Parámetro de forma de la cuenca (km^{-1}) = P_c / A_c
L_{cauces}	Longitud total de cauces existentes en la cuenca (km)
D_c	Densidad de drenaje de la cuenca (km^{-1}) = L_{cauces} / A_c
ΔH	Rango de altura de la cuenca (m)
H	Altura media de la cuenca (m.s.n.m.)
S_c	Pendiente media de la cuenca (%)
P_{med}	Precipitación media anual promediada para el área de cuenca (mm)
Esc	Escorrentía media anual promediada en el área de cuenca (mm)
Ap	Aportación anual promedio en el punto de desfogue de la cuenca ($\text{hm}^3/\text{año}$)
P_{max}	Precipitación máxima diaria asociada a un periodo de retorno de 2.33 años, promediada para el área de cuenca (mm/día)
P_0	Umbral de escorrentía promediado para el área de la cuenca (mm)
T_{med}	Temperatura media anual promediada para el área de cuenca ($^{\circ}\text{C}$)
T_{max}	Temperatura media anual máxima de la cuenca ($^{\circ}\text{C}$)
T_{min}	Temperatura media anual mínima de la cuenca ($^{\circ}\text{C}$)
$Evpr$	Evapotranspiración real anual promediada para el área de cuenca (mm)
$Evpp$	Evapotranspiración potencial anual promediada para el área de cuenca (mm)
Rec	Recarga anual promedio de los acuíferos de la cuenca (mm)
$UTMx$	Coordenada x UTM 30 del centroide de la cuenca (m). Elipsoide ETRS89
$UTMy$	Coordenada y UTM 30 del centroide de la cuenca (m). Elipsoide ETRS89

Capítulo 4. Hipótesis y metodología

4.1 Introducción

En este Capítulo 4 se exponen las hipótesis adoptadas como punto de partida de la investigación realizada, así como la descripción conceptual de la metodología de análisis que ha sido aplicada para alcanzar los objetivos planteados por la presente Tesis.

Desde una perspectiva global, se ha pretendido cimentar los cálculos estadísticos realizados sobre la propia consistencia hidrológica de los análisis desarrollados, a fin de atenuar las distorsiones derivadas de simplificar la compleja realidad de las avenidas por la noción abstracta de considerar éstas como una variable aleatoria potencialmente descriptible bajo una función de distribución de frecuencias. Con ello se ha dispuesto a tratar las herramientas estadísticas utilizadas como un medio para contrastar tanto las hipótesis hidrológicas adoptadas como los resultados cuantitativos obtenidos, a fin de dotar de la mayor fiabilidad posible a los análisis desarrollados.

4.2 Hipótesis de partida

Como punto de partida de la investigación realizada se ha planteado toda una serie de hipótesis hidrológicas en base a la cual cimentar los cálculos desarrollados, cuyo previo cumplimiento ha sido evaluado a través de las respectivas técnicas de análisis descritas en el apartado 4.3 del presente Capítulo. La relación de dichas hipótesis de partida se presenta a continuación, habiéndose excluido del análisis de frecuencias todas aquellas series de datos o la parte de éstas en las que han sido identificados significantes indicios sobre su incumplimiento.

I. Aleatoriedad

Las fluctuaciones de los valores del caudal máximo anual se deben exclusivamente a causas naturales, de modo que aquellos registros que se encuentren alterados por la operación de un embalse habrán de ser excluidos del análisis de frecuencia a menos que se elimine previamente el efecto de la regulación.

II. Independencia

Los caudales máximos anuales de la serie de datos de cada estación no presentan una correlación temporal relevante, asumiéndose con ello la posibilidad de tratar las avenidas máximas anuales como una variable aleatoria susceptible de ser descrita mediante una función de distribución de frecuencias.

III. Homogeneidad relativa

Teniendo en cuenta que los registros de las avenidas máximas anuales de cada estación pueden provenir de una mezcla de mecanismos físicos de generación que, en la práctica y para la zona en estudio, resultan difícilmente diferenciables debido a la insuficiente disponibilidad de información meteorológica e

hidrológica asociada al momento de ocurrencia de cada avenida, se ha considerado aceptable tratar la serie de registros de cada estación como una muestra estadística procedente de una única población global susceptible de ser modelizada mediante una función de distribución lo suficientemente flexible que permita describir la mezcla de mecanismos coexistentes. Esta práctica matemática, de carácter aproximativa, es la que se encuentra recomendada por las principales Guías Hidrológicas de referencia para aquellos casos en los que no se cuenta con la posibilidad de discernir rigurosamente a qué mecanismo físico responde cada una de las avenidas máximas anuales (ver por ejemplo WMO-No.168, 2009 y WRC, 2018).

Asimismo se asume la limitación de no diferenciar los mecanismos físicos que producen las avenidas más extremas respecto a los que originan las avenidas de carácter más ordinario, adoptándose con ello un enfoque de modelización fundamentado en funciones de distribución de frecuencia que no varían con el orden de magnitud de la avenida evaluada.

IV. Estacionariedad

Debido a la dudosa capacidad de poder describir con rigor los cambios sistemáticos que sufre el clima y la hidrología de las cuencas desde una perspectiva determinística, los datos de las series de partida han sido considerados como valores fluctuantes de una variable aleatoria cuyas características estadísticas no varían con el tiempo. Bajo este contexto, el análisis regional de frecuencia ha sido acotado a series de registros relativamente modernas en las que no se detecta una falta de estacionariedad significativa, habiéndose truncado aquellas series de gran longitud que presentaban un significativo indicio de cambio sistemático en sus registros a subperiodos contemporáneos suficientemente representativos del régimen hidrológico actual.

V. Linealidad entre valores de caudal máximo instantáneo anual (Q_{mi}) y caudal máximo medio diario (Q_{md})

Teniendo en cuenta la gran cantidad de estaciones de aforo que a lo largo del planeta han mostrado una relación $Q_{mi} \sim Q_{md}$ más o menos constante a lo largo de sus diferentes años de registro, como quinta hipótesis de partida a contrastar se ha adoptado la linealidad de la relación existente entre los caudales máximos Q_{mi} y Q_{md} de cada una de las estaciones de aforo evaluadas. En base a dicha linealidad se ha planteado la expansión temporal de información llevada a cabo en la presente Tesis, así como la posibilidad de complementar el análisis de calidad de los datos Q_{mi} a través de la propia evaluación de las series Q_{md} .

VI. Existencia de regiones aproximadamente homogéneas

Pese a la particularidad asociada a cada una de las cuencas localizadas en la vertiente cantábrica y noratlántica de la Península Ibérica, se acepta que a nivel regional existe una suficiente similitud hidrológica entre determinados grupos de cuencas que permite llevar a cabo una regionalización mediante la cual transferir la información de unas estaciones de aforo a otras. Esto permite reducir la incertidumbre de los cuantiles estimados en las estaciones de aforo, aun contando con la posibilidad de que exista cierto grado de heterogeneidad dentro de las propias regiones delineadas.

Se ha de subrayar que la homogeneidad regional se plantea desvinculada de la necesidad de que las estaciones de aforo se encuentren espacialmente próximas, lo cual aporta la ventaja de poder conformar regiones geográficamente dispersas en donde las diferentes estaciones presentan una menor correlación entre series que hace que la expansión espacial de información resulte más eficiente.

Debido al carácter generalizado de la investigación, la regionalización ha sido planteada bajo un marco de análisis asociado a la conformación de agrupaciones fijas de estaciones de aforo bajo las cuales se constituyen las regiones a evaluar.

VII. Conexión entre las cuantías estadísticas y la física de las cuencas

Como última hipótesis adoptada se asume que, a pesar de las limitaciones derivadas de la aplicación de la teoría estadística al estudio de frecuencia de avenidas, las cuantías obtenidas bajo dicha aplicación han de encontrarse aceptablemente relacionadas con las características físicas de las cuencas analizadas, de forma que, cuanto mayor resulte la interpretación física de los resultados y su coherencia hidrológica, mayor fiabilidad presentarán los resultados obtenidos. Este principio de conexión entre hidrología y estadística ha de regir las relaciones matemáticas a obtener en la Tesis, de forma que:

- La ratio Q_{mi}/Q_{md} habrá de mostrar una adecuada relación matemática con las características físicas de las cuencas que gobiernan la generación y el desarrollo de los hidrogramas de avenida.
- La homogeneidad estadística de las regiones habrá de ser una consecuencia de la similitud hidrológica existente entre las principales características físicas de las cuencas agrupadas.
- Y, pese a la incertidumbre asociada a la estimación de los cuantiles regionales, sus valores promedio habrán de mostrar una buena relación con las principales características físicas promedio de la región.

4.3 Metodología de análisis adoptada

Con objeto de apoyar la investigación en un adecuado compromiso entre el rigor de la teoría estadística y la consistencia hidrológica de los análisis, se ha adoptado una metodología de estudio fundamentada en la selección de una serie de procedimientos ya existentes que, complementados con otros expresamente propuestos para la presente Tesis, han sido estructurados en cuatro fases secuenciales de análisis cuya descripción conceptual se presenta en los siguientes apartados 4.3.1 a 4.3.4.

4.3.1 Análisis de calidad de los datos de partida

La tarea de filtrar acertadamente los datos de partida resulta de gran importancia para poder obtener una modelización fiable de la frecuencia de las avenidas, ya que mientras la inclusión equivocada de datos insuficientemente aleatorios, no homogéneos, no estacionarios o dependientes conduce a una menor consistencia de los resultados obtenidos, la eliminación desafortunada de datos potencialmente aprovechables obstaculiza la posibilidad de reducir la incertidumbre de estimación de los cuantiles de avenida.

De este modo y con objeto de analizar los criterios de calidad referentes a la aleatoriedad, independencia, homogeneidad y estacionariedad de las series de partida, se ha adoptado una amplia variedad de técnicas asociadas al análisis exploratorio de datos (AED) cuyos resultados posteriormente son contrastados mediante la aplicación de pruebas de hipótesis estadísticas recomendadas por la Organización Mundial de Meteorología (WMO/TD- No. 1013, 2000; WMO-No.168, 2009).

Todos estos análisis se focalizan en la evaluación de las series de caudal máximo medio diario anual, al presentar longitudes de muestras bastante más extensas que las de los caudales máximos instantáneos y poder aportar con ello resultados de mayor fiabilidad. A partir de dichos resultados se deduce entonces el grado de fiabilidad de las series de caudal máximo instantáneo anual (posteriormente complementado con las pruebas de discordancia y homogeneidad del propio análisis regional de frecuencias), teniendo en cuenta que la apreciable relación lineal que existe entre ambas variables conduce a que los indicios asociados a los máximos medios diarios se preserven de una forma razonablemente consistente para los máximos instantáneos. Para aquellos casos en los que la linealidad entre los registros $Q_{mi} \sim Q_{md}$ resulta débil, estas pruebas de calidad se aplican adicionalmente a las propias series de caudal máximo instantáneo anual Q_{mi} .

A excepción de la información hidrométrica asociada a ciertas estaciones de aforo localizadas en embalses de competencia privada (la cual fue aportada por las propias entidades que los explotan), el resto de información ha sido obtenida de las bases de datos publicadas por los Organismos Hidrográficos de la zona en estudio, Diputaciones provinciales, Organismos de las Comunidades Autónomas, Ministerio para la Transición Ecológica (MITECO) y Centro de Estudios y Experimentación de Obras Públicas de España (CEDEX). A continuación se muestran los links desde los que ha sido descargada la información:

<http://sig.magrama.es/aforos>, <http://hercules.cedex.es/anuarioaforos>, <http://www.bizkaia.eus>,
<http://www.gipuzkoa.eus>, http://www.navarra.es/home_es/, <http://www.meteogalicia.gal/web/index.action>,
<http://augasdeg Galicia.xunta.gal/>, <http://www.chcantabrico.es/index.php/es/> y <https://www.chminosil.es/es/>.

4.3.1.1 Análisis exploratorio de datos (AED)

Estas técnicas de evaluación se han basado en el análisis gráfico de las series de caudales máximos anuales de cada una de las estaciones de aforo de partida, a fin de identificar gráficamente la posible presencia de saltos, tendencias, ciclos, faltas de homogeneidad o aleatoriedad, y registros *outliers* posteriormente contrastados a través de la formulación propuesta por Chow, Maidment and Mays (1988).

Complementariamente se realiza una evaluación comparativa entre las series de las estaciones geográficamente próximas, con el fin de analizar la consistencia de los datos a través del sincronismo y correlación mostrados por los registros del caudal máximo medio diario anual, las curvas de doble masa de dichos registros y el sincronismo de los caudales medios diarios.

Por último se lleva a cabo un análisis gráfico de la correlación global existente entre el caudal máximo promedio anual y las áreas de cuenca de cierre de las estaciones de aforo, cuyos resultados son discutidos bajo el marco físico asociado a las características hidrológicas y climáticas de las cuencas en cuestión.

4.3.1.2 Pruebas de hipótesis estadísticas

Los resultados obtenidos mediante el análisis AED son posteriormente contrastados a través de la aplicación de test de hipótesis estadísticas mediante los cuales se cuantifica la probabilidad de cumplir con los criterios de calidad anteriormente señalados.

La aplicación de estos tests se apoya en la definición de dos hipótesis iniciales, asumiendo como punto de partida el cumplimiento de una de ellas (denominada como hipótesis nula H_0) para comprobar si los datos a los que se aplica la prueba son consistentes con dicha hipótesis o, por el contrario, ha de rechazarse en favor de la segunda de las hipótesis (denominada como hipótesis alternativa H_a). Generalmente, la hipótesis nula H_0 suele hacer referencia a la *no presencia* del concepto analizado (por ejemplo, que no se presentan tendencias en una serie de caudal máximo anual), y la hipótesis alternativa H_a al hecho contrario (es decir, que sí se da tal presencia).

Cuantitativamente, la forma de evaluar si existen indicios razonables para aceptar o rechazar la hipótesis nula frente a la hipótesis alternativa se hace a través del nivel de significancia α , parámetro que permite cuantificar la probabilidad de que el estadístico calculado en base a los datos observados caiga en un determinado rango de valores. En otras palabras, el nivel de significancia α puede ser interpretado de la siguiente manera:

- Nivel de significancia $\alpha > 10\%$: Muy pocos indicios contra la hipótesis nula H_0
- $5\% < \alpha < 10\%$: Posible indicios contra H_0
- $1\% < \alpha < 5\%$: Fuertes indicios contra H_0
- $\alpha < 1\%$: Indicios muy fuertes contra H_0

De esta manera, dos tipos de error son los que pueden llegar a ocurrir tras la aplicación de un test estadístico: el primero relativo al escenario en el que, siendo correcta la hipótesis nula H_0 , ésta sea rechazada (error tipo I), y un segundo que se da cuando la hipótesis nula H_0 es aceptada siendo realmente cierta la hipótesis alternativa H_a (error tipo II).

Actualmente existe una gran cantidad de tests estadísticos reconocidos en la literatura mediante los cuales se puede analizar los principales criterios de calidad de las muestras estadísticas en hidrología (WMO/TD- No. 1013, 2000), pudiendo ser agrupados según dos tipologías: una relativa a las pruebas paramétricas dependientes de una función de distribución y otra referente a las pruebas no-paramétricas libres de tales funciones.

Para la presente Tesis se ha aplicado el conjunto de 12 pruebas estadísticas recomendadas por el Taller de Expertos de la Organización Mundial de Meteorología para la verificación de la calidad de las series hidrológicas (Kundzewicz and Robson, 2004), pruebas que se encuentran implementadas en el modelo TREND (Chiew and Siriwardena, 2005).

Bajo este contexto y con objeto de soslayar las limitaciones asociadas al cumplimiento de las hipótesis de partida asumidas por algunos de los tests estadísticos aplicados, se ha hecho uso de métodos de re-muestreo

mediante los cuales se obtiene el nivel de significancia de la prueba a partir de la generación de una gran cantidad de muestras obtenidas a través de la aplicación de técnicas de permutación o bootstrapping fundamentadas en las siguientes fases de evaluación:

1. Selección del test estadístico a utilizar.
2. Cálculo del estadístico asociado para la serie de datos observados.
3. Re-muestreo de la serie de datos observados, bien cambiando simplemente el orden secuencial de los datos (permutación), o bien cambiando igualmente el orden pero con la posibilidad de reemplazar unos datos observados por otros (bootstrapping). Por cada re-muestreo realizado se obtiene entonces una nueva serie de datos (por ejemplo, 10000 nuevas series generadas).
4. Cálculo del estadístico asociado para cada una de las nuevas series de datos generadas.
5. Estimación de la significancia asociada al estadístico de la serie de datos observados, basándose en la distribución de frecuencias originada por los estadísticos obtenidos con las nuevas series derivadas del re-muestreo.

Estas técnicas de re-muestreo resultan muy flexibles y robustas, permitiendo aplicar a las series de caudales máximos anuales ciertas pruebas que, en su versión original, no resultarían fiables debido al incumplimiento de sus hipótesis de partida.

4.3.1.3 Interpretación global de la calidad de los datos

Puesto que cualquiera de las técnicas adoptadas no es capaz de aportar por sí sola una prueba irrefutable de la calidad de los datos evaluados, el análisis de los resultados arrojados por las diferentes técnicas aplicadas ha de ser realizado de una forma conjunta para poder extraer conclusiones lo más objetivas posibles. Para ello, en la presente Tesis se ha propuesto la realización de una matriz de evaluación de resultados mediante la cual analizar la calidad de las series de datos desde un punto de vista global, evaluándose de una forma conjunta los siguientes aspectos:

- Tipología de cuenca (pluvial, nival o mixta)
- Periodo de registros de la estación
- Número de años de registros de la estación
- Resultados derivados del análisis exploratorio de datos AED
- Resultados derivados de las pruebas de hipótesis estadísticas

Como resultado de este análisis global, las series de caudal máximo anual con indicios fuertes sobre su falta de calidad son eliminadas del estudio de frecuencias, o bien truncadas a periodos contemporáneos suficientemente fiables y representativos del régimen hidrológico actual si es que esta última opción resulta posible.

4.3.2 Expansión temporal de las series de caudal máximo instantáneo anual

Con objeto de llevar a cabo una extensión temporal hidrológicamente consistente de las series de caudal máximo instantáneo anual en la zona en estudio, se ha planteado una metodología de estudio basada en los procedimientos de análisis que se describen a continuación.

4.3.2.1 Análisis de la relación lineal existente entre los registros Q_{mi} - Q_{md}

Como punto de partida del análisis de expansión temporal se plantea la evaluación de la correlación mostrada por los pares de datos Q_{mi} - Q_{md} registrados en régimen natural en las estaciones de aforo de la zona en estudio, con el fin de examinar si dichas correlaciones resultan lo suficientemente fiables como para poder ser utilizadas para rellenar las lagunas de Q_{mi} existentes en las estaciones de interés, en aquellos años en los que no contando con este registro sí se cuenta con el de Q_{md} .

En este sentido y a falta de recomendaciones en la literatura acerca del mínimo número de pares de datos requeridos por estación, o el grado de calidad exigible a los mismos, se propone identificar todas aquellas estaciones de aforo que en régimen natural cuenten con 3 ó más pares de registros para posteriormente proceder a su adecuado filtrado en base a la aplicación del procedimiento de análisis descrito en el apartado 4.3.2.2 del presente Capítulo.

Así pues, teniendo en cuenta la gran cantidad de registros que a lo largo del planeta han mostrado una relación Q_{mi}/Q_{md} más o menos constante a lo largo de sus diferentes años de registro, para cada una de las estaciones identificadas se plantea el ajuste de una regresión lineal entre los pares de registros Q_{mi} - Q_{md} fundamentada en la siguiente ecuación (4.1):

$$Q_{mi} = k \cdot Q_{md} + v \quad (4.1)$$

donde:

Q_{mi} = Caudal máximo anual instantáneo

Q_{md} = Caudal máximo medio diario anual

k = Coeficiente de flujo máximo ó correlación entre caudales máximos

v = componente aleatoria del modelo de regresión simple simulada bajo la función de distribución normal $N(0, \sigma_{\#}^2)$. La varianza $\sigma_{\#}^2$ se estima mediante la siguiente expresión (4.2):

$$\widehat{\sigma_{\#}^2} = \frac{1}{n-2} \sum_{j=1}^n e_j^2 \quad (4.2)$$

siendo:

$\widehat{\sigma_{\#}^2}$ = valor estimado de la varianza $\sigma_{\#}^2$

n = número de pares de datos Q_{mi} - Q_{md} registrados en la estación

e_j = residuos derivados de la diferencia existente entre los valores Q_{mi} observados y los estimados por la parte determinística de la ecuación (4.1), ésta es, la recta de regresión.

De este modo, mediante el ajuste de la ecuación (4.1) a los pares de registros Q_{mi} - Q_{md} de cada una de las estaciones de aforo de partida se obtendrá una estimación del coeficiente de flujo máximo k (a partir de ahora denominado como valor $K_{observado}$), así como una cuantificación de sus intervalos de confianza al 95% y de sus coeficientes de determinación R^2 asociados. Las bases matemáticas del cálculo del coeficiente de determinación R^2 y las incertidumbres asociadas al valor $k_{observado}$ pueden ser consultadas en numerosos libros de texto y publicaciones relacionadas con el análisis de regresión, como por ejemplo en Novales (2010).

4.3.2.2 Ampliación del análisis de correlación $Q_{mi} \sim Q_{md}$

Teniendo en cuenta que el coeficiente $K_{observado}$ únicamente resultará aplicable en aquellos casos en los que la incertidumbre de su estimación resulte lo suficientemente baja, surge la necesidad de explorar la posibilidad de inferir una expresión matemática que permita estimar las lagunas de Q_{mi} en el resto de estaciones de interés.

Para ello, como primera tentativa de análisis se propone examinar la adaptación de la fórmula de Fuller (1914) a la zona en estudio, adoptándose la misma diferenciación de regiones planteada por el Mapa de Caudales Máximos CAUMAX (CEDEX, 2011) relativa a las regiones de Galicia Costa, Miño-Sil, Cantábrico occidental y Cantábrico oriental.

Para cada una de estas regiones se llevará a cabo la calibración de los parámetros a y b de la fórmula de Fuller, transformando ésta a su expresión lineal asociada al dominio logarítmico tal y como muestra la ecuación (4.3) que se adjunta a continuación.

$$\log(k - 1) = \log a - b \cdot \log A_c \quad (4.3)$$

donde:

k = Coeficiente de flujo máximo (Q_{mi}/Q_{md})

A_c = Área de la cuenca de captación analizada (km^2)

a, b = Parámetros de la fórmula de Fuller a calibrar para cada una de las 4 regiones definidas

De este modo, representando gráficamente las parejas de valores $\log(k-1) \sim \log(A_c)$ y ajustando una recta de regresión lineal a dichos valores, se obtienen entonces los valores de los parámetros a y b y los coeficientes de correlación R^2 para cada una de las 4 regiones propuestas.

No obstante y en aras de mejorar la capacidad descriptiva y predictiva aportada por la adaptación de la fórmula de Fuller a la zona en estudio, en segunda instancia se procederá a ampliar el análisis realizado explorando la posibilidad de inferir una ecuación multivariable que aporte unas mejores capacidades de ajuste y predicción.

Para ello se desarrollará un análisis de regresión múltiple cimentado en las características físicas de las cuencas que fueron planteadas en la **Tabla 2** del **Capítulo 3** como posibles conectores entre la física de las avenidas

y la teoría estadística, con el objetivo de identificar cuáles de ellas son capaces de proporcionar una mayor capacidad descriptiva y predictiva del coeficiente de flujo máximo k .

Como base del análisis de regresión múltiple a desarrollar se adoptará una expresión de tipo potencial como la mostrada en la siguiente ecuación (4.4), a la cual se le incluye la unidad como primer sumando para asegurar que en ningún caso las estimaciones realizadas resultan menores que 1, ya que la relación Q_{mi}/Q_{md} obligatoriamente ha de ser mayor o igual que la unidad.

$$k = 1 + a \cdot A^b \cdot B^c \cdot C^d \cdot D^e \cdot \dots + u \quad (4.4)$$

donde:

$$k = Q_{mi}/Q_{md}$$

Q_{mi} = Caudal máximo instantáneo anual

Q_{md} = Caudal máximo medio diario anual

A, B, C, D, \dots = variables hidrológicas

a, b, c, d, e, \dots = coeficientes de la relación potencial

u = componente aleatoria del modelo de regresión múltiple, simulada bajo la función de distribución normal $N(0, \sigma^2)$. La varianza σ^2 se estima mediante la siguiente ecuación (4.5):

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n e_i^2 \quad (4.5)$$

siendo:

$\hat{\sigma}^2$ = valor estimado de la varianza σ^2

n = número de estaciones analizadas en la regresión

e_i = residuos derivados de la diferencia existente entre los valores $k_{\text{observado}}$ y los valores estimados por la parte determinística de la ecuación de regresión múltiple (4.4).

No obstante y pese a plantear una ecuación potencial como base del análisis de regresión múltiple a evaluar, los cálculos desarrollados serán ejecutados en su dominio logarítmico con la pretensión de aprovechar el potencial de la regresión lineal múltiple tanto en lo que se refiere a la flexibilidad de sus análisis como a la útil interpretación de sus coeficientes estimados. Para ello la ecuación (4.4) es transformada mediante la aplicación de logaritmos a una expresión lineal del tipo como la mostrada en la siguiente ecuación (4.6):

$$\log(k-1) = \log(a) + b \cdot \log(A) + c \cdot \log(B) + d \cdot \log(C) + e \cdot \log(D) + \dots + \log(u) \quad (4.6)$$

Así pues y bajo este marco analítico, la metodología específicamente propuesta en la presente Tesis para ajustar la ecuación (4.6) a los valores $k_{observado}$ de las distintas estaciones de aforo se ha basado en los siguientes 5 pasos que se describen a continuación:

Paso 1. Diferenciación de cuencas según su tipología

Teniendo en cuenta que las avenidas que se originan bajo una relevante influencia nival presentan una particular fenomenología física diferenciada respecto a los eventos asociados a la mera transformación del agua de lluvia en escorrentía, se ha considerado adecuado analizar por separado los siguientes dos grupos diferenciados de cuencas: uno relativo a las cuencas puramente pluviales y otro a las que el programa ERHIN (DGA, 2012) atribuyó una importante influencia nival en su hidrología.

De este modo, mediante esta distinción de carácter tipológico se ha pretendido evaluar la idoneidad de ajustar una ecuación de regresión múltiple a cada uno de los dos grupos de cuencas señalados (pluvial y nival), planteamiento que se ha visto respaldado por los análisis cuantitativos realizados en la Tesis.

Cabe aclarar que la diferenciación ha sido planteada por tipología de cuenca, y no por tipo de evento meteorológico al que responde cada avenida en cuestión, debido a que el origen físico de las avenidas máximas anuales ni aparece indicado en los anuarios de aforos de las Confederaciones Hidrográficas del norte peninsular, ni su determinación certera resulta viable en muchos casos debido a la falta de información asociada a conocer si horas antes a que se produjera la avenida existía una apreciable presencia de nieve en la cuenca, en qué estado físico se encontraba, qué potencia presentaba en su caso el manto de nieve, etc.

No obstante, a través del análisis de los registros de las cuencas de la zona en estudio a las que el programa ERHIN atribuyó una relevante influencia nival en su carácter hidrológico, se ha podido observar que los caudales máximos anuales registrados en ellas por lo general aparecen temporalmente localizados en las estaciones de invierno y primavera, aspecto que empuja a pensar a que el origen de las avenidas en estas cuencas parecería encontrarse asociado a eventos de lluvias sobre nieve o eventos de lluvia durante procesos de fusión de nieve, teniendo en cuenta la similar distribución temporal de los máximos anuales registrados en las cuencas pluviales geográficamente próximas. Poco probable parece que los eventos puramente de lluvia tengan un protagonismo relevante en el origen de los caudales máximos anuales en este tipo de cuencas nivales, tanto por las fechas en las que se registran como por la pobre relación encontrada entre la ratio k y el área de cuenca.

Por otro lado también han sido identificadas aquellas cuencas mixtas en las que se produce una mezcla de área pluvial y nival, si bien el hecho de que sólo existan dos cuencas de esta tipología en las que se cuenta con pares de datos $Q_{mi} - Q_{md}$ (estaciones 1237 y 1369), desaconseja intentar ajustar una tercera ecuación de regresión múltiple teniendo en cuenta la elevada incertidumbre que se derivaría de tal hipotético ajuste. Es por ello que la estimación de las lagunas de caudal máximo anual instantáneo para las tres cuencas mixtas en las que se cuenta con registros de caudal máximo medio diario anual (cuencas delimitadas por las estaciones 1237, 1369 y La Barca), ha sido paralelamente planteado en base a un enfoque alternativo de análisis basado

en la evaluación de la secuencia de los caudales medios diarios registrados durante las avenidas máximas anuales, cuya expresión matemática se muestra a continuación en la ecuación (4.7):

$$Q_{mi \text{ avenida max.}} = a Q_2 + b (Q_1 + Q_3) \quad (4.7)$$

donde:

Q_2 = Caudal medio diario del día pico de la avenida máxima anual

Q_1 = Caudal medio diario del día precedente al pico de la avenida máxima anual

Q_3 = Caudal medio diario del día posterior al pico de la avenida máxima anual

a, b = Parámetros a estimar según la región en estudio

$Q_{mi \text{ avenida max.}}$ = Caudal máximo instantáneo asociado a la avenida bajo la cual se registra el máximo caudal medio diario del año

Paso 2. Análisis de la relación existente entre las variables de cuenca y los valores $K_{observados}$

En base a las 21 variables caracterizadas para cada una de las cuencas analizadas, se evalúa la relación existente entre dichas variables y el coeficiente $K_{observado}$ derivado de la regresión lineal $Q_{mi} \sim Q_{md}$ de cada una de las estaciones de aforo. Para ello se calcula la matriz de covarianzas y correlaciones de los logaritmos del valor $(K_{observado} - 1)$ y los logaritmos de las variables hidrológicas identificadas, realizando dicho cálculo para cada uno de los dos grupos anteriormente diferenciados (pluvial y nival).

Paso 3. Identificación de la variable de mayor relevancia para la regresión múltiple evaluada

Una vez calculadas las matrices de correlación logarítmica para cada uno de los dos grupos diferenciados de cuencas, de ellas se obtiene cuál es la variable hidrológica cuyo logaritmo presenta una mayor correlación con el logaritmo del valor $(K_{observado} - 1)$. De esta manera, dicha variable es adoptada como primer predictor de la regresión múltiple a examinar.

Paso 4. Análisis concatenado de residuales

Una vez introducida la variable identificada en el paso anterior como primer predictor de la regresión múltiple a evaluar, se analiza la correlación lineal existente entre los residuos del logaritmo de los valores $(K_{observado} - 1)$ y los residuos del logaritmo del resto de variables (ambos grupos de residuos calculados respecto a ese primer predictor). De esta manera se consigue identificar cuál es la segunda variable que explica una mayor proporción de la varianza del logaritmo de los valores $(K_{observado} - 1)$, introduciéndola como segundo predictor de la regresión múltiple.

A continuación, se analiza la correlación lineal existente entre los residuos del logaritmo de los valores $(K_{observado} - 1)$ y los residuos del logaritmo del resto de variables (ambos grupos de residuos calculados respecto al primer y segundo predictor anteriormente referidos), identificándose cuál es la tercera variable que explica una mayor proporción de la varianza del logaritmo de los valores $(K_{observado} - 1)$, introduciéndola como tercer predictor, y así sucesivamente.

Paso 5. Evaluación de modelos anidados

Una vez jerarquizado con el paso anterior el orden de introducción de las variables como potenciales predictores de la regresión múltiple, se analizan los modelos anidados que surgen de dicha jerarquización evaluando su fiabilidad y bondad de ajuste mediante análisis de varianza ANOVA y pruebas de hipótesis estadísticas.

Esta metodología de análisis ha sido planteada para poder ser aplicada a cualquier subgrupo derivado de las estaciones de aforo que presentan pares de registros $Q_{mi} - Q_{md}$ en régimen natural, teniendo en cuenta que muchas de ellas podrían ser excluidas del análisis de regresión múltiple debido a alguno de los siguientes motivos:

- (i) Excesiva incertidumbre de su valor $K_{observado}$
- (ii) Escasa longitud de pares de datos registrados $Q_{mi} - Q_{md}$
- (iii) Bajo coeficiente de determinación R^2 de la regresión lineal existente entre registros $Q_{mi} - Q_{md}$, no simplemente debido a la presencia de outliers.

Es por ello que todo el análisis de regresión múltiple desarrollado en base a los 5 pasos anteriormente indicados será complementado con un procedimiento de optimización expresamente propuesto para la presente Tesis, el cual se plantea fundamentado en la discriminación de estaciones según su grado de fiabilidad derivado del análisis de los tres anteriores indicadores (i), (ii) y (iii).

Dichos indicadores serán por tanto utilizados como herramienta de apoyo para optimizar la regresión múltiple planteada entre los caudales máximos de las avenidas y las variables hidrológicas de las cuencas, evaluándose cómo varían las bondades de dicha regresión según se van discriminando las estaciones en base a unos determinados umbrales previamente definidos para los tres indicadores mencionados. El procedimiento de análisis propuesto se ha basado en la aplicación de las siguientes tres etapas de evaluación:

1. Análisis de influencia de la incertidumbre asociada a los valores $k_{observado}$

En primera instancia se analiza la influencia arrojada por la incertidumbre del valor $k_{observado}$ asociado a cada estación sobre la regresión múltiple planteada entre los caudales máximos y las variables hidrológicas de las cuencas analizadas. Para ello, se llevan a cabo las siguientes actividades:

- (a) En primer lugar se aplican los 5 pasos de la metodología descrita con anterioridad a todas las estaciones de aforo con pares de registros $Q_{mi} - Q_{md}$ en régimen natural, identificándose con ello aquellas variables hidrológicas que presentan una capacidad predictora estadísticamente significativa para explicar los valores $k_{observado}$ de dichas estaciones. De este modo, una vez calibrada la ecuación de regresión múltiple en base a los valores $k_{observado}$ y las variables hidrológicas identificadas como predictores significantes para cada una de las dos tipologías de

cuenca evaluadas (pluvial y nival), se calcula el coeficiente de correlación $R^2_{ajustado}$ de ambas regresiones múltiples.

- (b) A continuación, mediante las dos ecuaciones de regresión múltiple ajustadas con anterioridad, se calcula el valor k estimado para cada una de las estaciones de aforo de partida en base a las correspondientes variables hidrológicas de sus cuencas de cierre. Asimismo, se calcula el intervalo de confianza de esos valores k estimados, tanto el asociado a la incertidumbre de los coeficientes de la regresión múltiple ajustada como el relativo a las predicciones derivadas de dicha regresión (ambos al 95% de significancia). Se ha de notar que la diferencia entre ambos intervalos de confianza responde a que el primero deriva únicamente de las incertidumbres asociadas al ajuste de los coeficientes a, b, c, \dots , de la ecuación (4.6), mientras que el segundo proviene no sólo de dichas incertidumbres sino también de la componente aleatoria asociada al propio modelo de regresión múltiple.
- (c) En base a los anteriores intervalos de confianza obtenidos, se calculan entonces los porcentajes de incertidumbre del coeficiente k estimado para cada una de las estaciones evaluadas, dividiendo el rango del intervalo de confianza en cuestión por el propio valor k estimado. Una vez obtenidos dichos porcentajes de incertidumbre para cada una de las estaciones, se calcula entonces el valor promedio de todos ellos (valor denominado con el término “% promedio de incertidumbre”).
- (d) A continuación se vuelven a ejecutar los tres pasos anteriores (a), (b) y (c), pero en este caso contando sólo con aquellas estaciones de aforo en las que su valor $k_{observado}$ presenta un porcentaje de incertidumbre de menos del 80%. Adicionalmente, los tres pasos anteriores (a), (b) y (c) son asimismo ejecutados para aquellas estaciones cuyo porcentaje de incertidumbre asociado al valor $k_{observado}$ resulta menor del 60%, lo mismo para aquéllas cuyo porcentaje de incertidumbre es menor del 40%, y lo mismo tomando como umbral de corte los valores del 30%, 25%, 20% y 15%.

2. Análisis de influencia de la longitud de registros $Q_{mi} - Q_{md}$

Como segundo indicador a tener en cuenta para analizar la fiabilidad del valor $k_{observado}$ asociado a la relación $Q_{mi} \sim Q_{md}$ de cada una de las estaciones de partida, se evalúa la influencia arrojada sobre las bondades de las regresiones múltiples planteadas por parte del número de registros $Q_{mi} - Q_{md}$ existente en cada una de ellas.

Este análisis ha sido propuesto teniendo en cuenta que, para muestras de reducida extensión, los residuos de la relación $Q_{mi} \sim Q_{md}$ podrían resultar poco representativos de la varianza asociada a la componente aleatoria del modelo de regresión de la ecuación (4.1), desvirtuándose en ello la cuantificación de la incertidumbre del valor $k_{observado}$.

De este modo se plantea ejecutar de nuevo los 4 pasos (a), (b), (c) y (d) de la metodología descrita en el punto 1 anterior para escenarios de análisis bajo los cuales se excluye, desde un principio, aquellas estaciones cuyos pares de registros $Q_{mi} - Q_{md}$ no superan un determinado número que es predefinido como umbral mínimo de corte.

3. Análisis de influencia del coeficiente de determinación R^2

En última instancia se evalúa un escenario adicional de análisis bajo el cual, aparte de obviar las estaciones que no cumplen con el umbral mínimo de pares de datos $Q_{mi} - Q_{md}$ identificado en el punto 2 anterior, se excluyen además aquellas estaciones de aforo que presentan bajos coeficientes de determinación R^2 entre dichos registros.

Para ello se adoptará por tanteos un umbral orientativo de discriminación del valor del coeficiente de determinación R^2 , procediéndose al filtrado de todas aquellas estaciones que presenten un R^2 menor.

4.3.3 Análisis regional de frecuencia de caudales punta: expansión causal y espacial

Mediante la metodología de regionalización adoptada se ha perseguido poder transferir espacialmente la información asociada a los caudales máximos anuales registrados en las estaciones de aforo, a través de la identificación de regiones conformadas por grupos de estaciones que presentan una aceptable similitud hidrológica de sus cuencas y una significativa homogeneidad estadística de las principales ratios descriptivas de la distribución de frecuencia de sus registros. Para ello ha sido planteada una metodología de análisis fundamentada en las siguientes tres fases de evaluación:

- (i) Delineación de regiones aceptablemente homogéneas.
- (ii) Ajuste y selección de las funciones de distribución regional.
- (iii) Estimación de los cuantiles de caudal punta máximo anual y de sus incertidumbres asociadas.

4.3.3.1 Delineación de regiones aceptablemente homogéneas

La delineación de regiones se ha basado en la aplicación de un proceso de análisis iterativo mediante el cual optimizar el compromiso entre obtener la máxima homogeneidad posible de las regiones y el mayor número de estaciones por región.

En la siguiente **Figura 32** se ilustra el esquema conceptual del procedimiento de delineación propuesto en la presente Tesis Doctoral, cuya descripción de cada una de las etapas de evaluación planteadas se detalla a continuación.

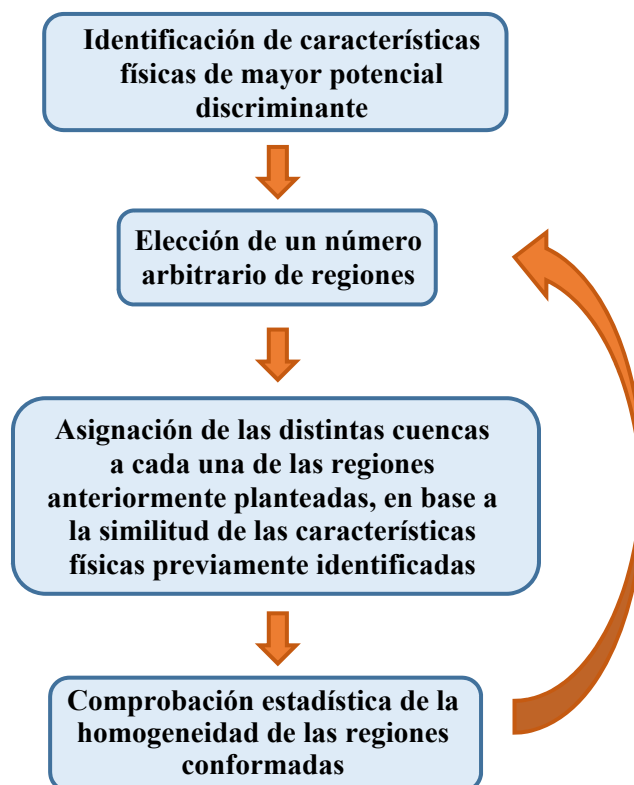


Figura 32. Procedimiento propuesto para la delineación de regiones aceptablemente homogéneas

1. Identificación de características físicas de mayor potencial discriminante

Para poder identificar aquellas características físicas que permiten diferenciar las cuencas según su comportamiento hidrológico asociado a la ocurrencia de las avenidas, se ha adoptado una metodología de análisis basada en la aplicación de diferentes herramientas de análisis multivariable bajo cuya conjunta evaluación resulta posible proporcionar una mayor fiabilidad a esta primera etapa del proceso de delineación.

La metodología propuesta ha seguido la estela del trabajo desarrollado por Ilorme and Griffis (2013), bajo el cual, mediante la evaluación conjunta de los resultados derivados de un análisis de componentes principales (PCA), un análisis de correlación canónica (CCA) y un análisis multidiscriminante (MDA), fueron identificadas aquellas características físicas que aportaban una mayor capacidad discriminante para delinear regiones aceptablemente homogéneas en el sureste de los Estados Unidos de América. No obstante, en la presente Tesis se ha querido evitar la redundancia en parte aportada por la utilización simultánea de los análisis CCA y MDA, habiéndose decidido excluir el último de estos dos análisis de la evaluación realizada.

De este modo, se ha propuesto llevar a cabo un procedimiento de evaluación basado en la aplicación de las siguientes dos herramientas de análisis multivariable cuyos conceptos matemáticos se encuentran ampliamente desarrollados en numerosas publicaciones (ver por ejemplo Johnson and Wichern, 2007):

- I. Desarrollo de un análisis de componentes principales (PCA) fundamentado en las 21 características que fueron planteadas en la **Tabla 2** del **Capítulo 3** como potenciales conectores entre la física de las avenidas y la teoría estadística de caudales extremos. Este análisis PCA permite transformar las n variables de un conjunto original de datos en n nuevas variables no correlacionadas entre sí y conocidas como componentes principales (PC por sus siglas en inglés). Estas PCs se constituyen mediante una combinación lineal de las n variables de partida a partir de la resolución de la siguiente ecuación (4.8).

$$PC = [E^T] X \quad (4.8)$$

donde:

PC = Vector de las n componentes principales

X = Vector de las n variables originales

E = Matriz de los autovectores de la matriz Σ de varianza-covarianza de los datos asociados a X . Los autovalores λ_i ($i=1, 2, \dots, n$) de Σ representan la magnitud de la varianza explicada por su correspondiente componente principal PC_i ($i=1, 2, \dots, n$)

De este modo se consigue reducir las dimensiones de las n variables iniciales a n' variables independientes con las que se alcanza a explicar la parte más importante de la varianza de los datos originales ($n' < n$), ya que con las n' componentes principales cuyos autovalores resultan mayores de 1 se es capaz de describir de una forma estadísticamente suficiente la varianza de los datos originales. A partir de ahí es posible entonces identificar aquellas variables de esas n' PCs que presentan un mayor poder diferenciador entre cuencas, a través de su coeficiente de correlación. Este análisis PCA será llevado a cabo con el software de análisis estadístico PAST (Hammer, 2015).

- II. De forma complementaria, la conexión existente entre las características físicas anteriormente identificadas y las principales ratios de los L-momentos muestrales de sus correspondientes estaciones de aforo es corroborada mediante un análisis de correlación canónica (CCA). Este tipo de análisis CCA permite examinar la relación lineal existente entre 2 conjuntos de variables, en este caso referidos a las características físicas de las cuencas por un lado, y a las características estadísticas de los registros de las avenidas máximas anuales por el otro. Matemáticamente esto se resuelve mediante las siguientes ecuaciones (4.9) y (4.10).

$$U = a_i^T Y \quad (4.9)$$

$$V = b_i^T Z \quad (4.10)$$

donde:

Y = Vector constituido por las variables físicas de las cuencas

Z = Vector constituido por los estadísticos asociados a los registros de avenidas máximas anuales

U = Vector constituido por combinaciones lineales de las variables físicas de las cuencas

V = Vector constituido por combinaciones lineales de los estadísticos asociados a los registros

a_i, b_i = Vectores mediante los cuales se maximiza la correlación entre U y V , de forma que cada par de componentes (U_i, V_i) no se encuentra correlacionado con los otros pares (U_j, V_j)

Este análisis será llevado a cabo con el paquete informático CCA desarrollado en R por González and Déjean (2015), comprobando mediante ello si las características que presentan una mayor capacidad descriptiva de la variabilidad física de las cuencas influyen a su vez de una forma relevante en los mecanismos de generación de las avenidas máximas anuales, de modo que puedan ser utilizadas como base para agrupar las estaciones de aforo en regiones hidrológicamente homogéneas.

Para el desarrollo de todo este procedimiento de análisis se ha asumido la necesidad de contar con variables asociadas a características físicas de las cuencas que muestren una aceptable normalidad estadística a lo largo de la zona en estudio, ya que la aplicación del análisis de correlación canónica CCA requiere que los valores de las variables examinadas presenten una distribución gaussiana, siendo esto asimismo recomendable aunque no necesario para el análisis de componentes principales PCA.

Esto conduce a que previamente a la aplicación de estas dos herramientas de análisis multivariable se haya de comprobar la normalidad estadística de las variables incorporadas al análisis, de modo que en caso de que ésta no resulte lo suficientemente significativa se apliquen transformaciones matemáticas de normalización. En aquellos casos en los que la muestra de la variable analizada presenta una acusada asimetría positiva podrán ser utilizadas transformaciones de tipo logarítmicas o potencias con exponentes menores de la unidad (a fin de tratar de encoger la cola derecha de la distribución), mientras que para muestras con cierta relevancia de la cola izquierda de su distribución se tantearán potencias de exponente mayor que 1. La normalidad estadística se evaluará a través de métodos gráficos (Machiwal and Jha, 2012) y el test de Shapiro-Wilk (Shapiro, 1980).

2. Elección de un número arbitrario de regiones

Con objeto de no incurrir en una excesiva subdivisión inicial que pueda conducir a regiones conformadas por un escaso número de estaciones, en primera instancia se adoptará un número total de agrupaciones tal que se proporcione en torno a unas 8-10 estaciones por región. En base a ese número arbitrario de regiones se procederá entonces a aplicar la metodología *cluster* de agrupación que se plantea en el siguiente punto.

3. Asignación de las distintas cuencas a cada una de las regiones anteriormente planteadas

Siguiendo la estela de una gran cantidad de trabajos desarrollados a tal efecto, en la presente Tesis se ha utilizado la metodología *cluster* de Ward (1963) para agrupar las estaciones en el número de regiones predefinido en el punto 2 anterior, en base a la similitud de las características físicas de sus cuencas de cierre

(características previamente identificadas mediante la aplicación del procedimiento de análisis asociado al punto 1 anteriormente presentado).

Esta etapa de agrupación se ha basado en el estudio de las variables físicas de las cuencas, y no en el análisis directo de los estadísticos muestrales de los registros de las avenidas máximas anuales, con el fin de utilizar estos últimos como comprobación de la homogeneidad previamente sugerida por las características de las cuencas, aportándose con ello una mayor consistencia física a la homogeneidad de las regiones delineadas.

El análisis *cluster* es un método estadístico de análisis multivariable diseñado para separar datos en grupos diferenciados, de forma que los datos asignados a un mismo grupo presentan una mayor similitud entre sí que la que muestran respecto a los que son asignados a otros grupos. De esta manera, cada cuenca se asocia con un vector de datos en el que se almacenan los valores de las características físicas identificadas en el punto 1 anterior, agrupando las cuencas en función de la similitud mostrada por los respectivos vectores en base a la distancia euclídea expresada por la ecuación (1.14) incluida en el **Capítulo 1** y que a modo de recordatorio se vuelve a describir a continuación:

$$d_{ij} = \sqrt{\sum_{k=1}^n (C_{ik} - C_{jk})^2} \quad (1.14)$$

donde:

d_{ij} = Distancia asociada a la disimilitud entre las estaciones i y j

C_{ik} = Característica k asociada a la estación i ($k = 1, 2, \dots, n$)

C_{jk} = Característica k asociada a la estación j ($k = 1, 2, \dots, n$)

4. *Comprobación estadística de la homogeneidad de las regiones conformadas*

Una vez hidrológicamente delineadas las agrupaciones preliminares de estaciones, se procederá a comprobar la homogeneidad estadística de las mismas mediante la aplicación de los test de homogeneidad H_l ($l = 1, 2, 3$) propuestos por Hosking & Wallis (1997). De esta manera, los resultados estadísticos serán utilizados para comprobar que la homogeneidad sugerida por el proceso de evaluación de las características físicas de las cuencas resulta aceptable, nutriendo los resultados matemáticos de una adecuada consistencia hidrológica.

Adicionalmente, la evaluación estadística de la homogeneidad será complementada con la aplicación de la medida de discordancia de Hosking & Wallis (1997), con el objetivo de identificar posibles estaciones de aforo que presenten valores de los L-momentos significativamente diferentes a los del resto de estaciones que conforman cada región.

Introducidos por Hosking (1990), los L-momentos constituyen un estructura matemática mediante la cual resultan unívocamente descritas las formas de las funciones de distribución de probabilidad en base a la combinación lineal de los momentos ponderados probabilísticamente (PWM) de Greenwood *et al.* (1979). En la ecuación (4.11) se presenta la expresión general de los PWM asociados a una variable aleatoria X genérica y una función de distribución $F(\cdot)$, en donde i, j, k hacen referencia a números reales.

$$M_{ijk} = E[x^i \{F(X)\}^j \{1 - F(X)\}^k] \quad (4.11)$$

Se hace notar que si $j = k = 0$ e i es un entero no negativo, entonces M_{i00} resulta el momento convencional de orden i , mientras que para el caso particular en el que $i = 1$ y bien $j = 0$ ó $k = 0$, M_{10k} y M_{1j0} son lineales en X , interdependientes y están relacionados entre sí mediante las siguientes expresiones (4.12) y (4.13):

$$M_{10k} = \sum_{j=0}^k \binom{k}{j} (-1)^j M_{1j0} \quad (4.12)$$

$$M_{1j0} = \sum_{k=0}^j \binom{j}{k} (-1)^k M_{10k} \quad (4.13)$$

Así pues, la estimación de los valores de M_{10k} y M_{1j0} para una muestra estadística se realiza de acuerdo a las siguientes expresiones (4.14) y (4.15), en donde X_i ($i = 1, 2, 3, \dots, m$) son los m valores de la muestra ordenados en orden creciente:

$$M_{1j0} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^m F_{(i)}^j X_{(i)} \quad (4.14)$$

$$M_{10k} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^m [1 - F_{(i)}]^k X_{(i)} \quad (4.15)$$

La expresión del momento $M_{1j0} = E(X \cdot F(X)^j)$ determina la ponderación de la variable por la probabilidad que tiene de no ser superada, proporcionándose un mayor peso a los valores máximos de la serie. A priori, cualquiera de las fórmulas de posición con las que se cuenta en la literatura puede tomarse como estimación de la función de ponderación indicada, si bien se muestra recomendable utilizar la siguiente ecuación (4.16) atendiendo a los buenos resultados que ésta ha arrojado con funciones de distribución tales como la Wakeby (Landwehr, Matalas and Wallis, 1980) o la GEV (Hosking, Wallis and Wood, 1985).

$$F_i = (i - 0.35)/m \quad (4.16)$$

A partir de los PWM se derivan entonces los primeros L-momentos en base a las expresiones matemáticas (4.17) a (4.20) ó (4.21) a (4.24), arrojando ambos sistemas los mismos resultados sirviendo como medio de verificación de los cálculos.

$$\lambda_1 = M_{100} \quad (4.17)$$

$$\lambda_2 = 2M_{110} - M_{100} \quad (4.18)$$

$$\lambda_3 = 6M_{120} - 6M_{110} + M_{100} \quad (4.19)$$

$$\lambda_4 = 20M_{130} - 30M_{120} + 12M_{110} - M_{100} \quad (4.20)$$

$$\lambda_1 = M_{100} \quad (4.21)$$

$$\lambda_2 = M_{100} - 2M_{101} \quad (4.22)$$

$$\lambda_3 = M_{100} - 6M_{101} + 6M_{102} \quad (4.23)$$

$$\lambda_4 = M_{100} - 12M_{101} + 30M_{102} - 20M_{103} \quad (4.24)$$

A efectos interpretativos, el L-momento de primer orden λ_1 se corresponde con la media de la distribución y se determina de forma análoga a los momentos convencionales, mientras que el L-momento de segundo orden λ_2 se asocia a la medida de escala o desviación estándar de la distribución.

De forma análoga a la forma de proceder con los momentos convencionales se definen unas ratios adimensionales de los L-momentos con el fin de permitir su comparación entre diferentes estaciones de aforo. Esto se logra dividiendo el segundo L-momento λ_2 entre el primero λ_1 , y los L-momentos de orden superior por la medida de escala o desviación estándar λ_2 . En las siguientes expresiones (4.25) a (4.28) se presentan las correspondientes ecuaciones matemáticas:

➤ Coeficiente de L-variación:

$$LCv = \tau_2 = \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \quad (4.25)$$

➤ L-coeficiente de asimetría:

$$LCS = \tau_3 = \frac{\lambda_3}{\lambda_2} \quad (4.26)$$

➤ L-coeficiente de curtosis:

$$LCK = \tau_4 = \frac{\lambda_4}{\lambda_2} \quad (4.27)$$

➤ De forma general:

$$\tau_r = \frac{\lambda_r}{\lambda_2} \quad (r = 3, 4, 5, \dots) \quad (4.28)$$

Entre las ventajas proporcionadas por los L-momentos destaca su potencial para caracterizar un amplio rango de funciones de distribución aun en el caso de que algunos de los momentos convencionales no existan, su capacidad de arrojar menores sesgos de estimación de los parámetros de las funciones de distribución que los momentos convencionales y una mayor robustez respecto a los valores extremos anómalos de las muestras. La unívoca relación matemática que existe entre los L-momentos y los parámetros de las principales funciones de distribución se describen con detalle en el Apéndice del libro *Regional Frequency Analysis* de Hosking and Wallis (1997).

Sobre la base de los L-momentos se encuentran fundamentadas las pruebas de homogeneidad y discordancia propuestas por Hosking & Wallis (1997), las cuales serán utilizadas en esta cuarta etapa del proceso de delineación para comprobar que la homogeneidad sugerida por las características físicas de las cuencas resulta estadísticamente aceptable. En la siguiente ecuación (4.29) se muestra la expresión matemática en las que se fundamentan las medidas de heterogeneidad H_l ($l = 1, 2, 3$), mientras que en la ecuación (4.33) se presenta la expresión asociada a la medida de discordancia D .

$$H_l = (V_l - \mu_{V_l}) / \sigma_{V_l} \quad (4.29)$$

donde:

V_l = Desviación estándar ponderada de los correspondientes L-momentos muestrales de las N estaciones de la región, obtenida según las siguientes relaciones (4.30) a (4.32):

$$V_1 = \left\{ \sum_{i=1}^N n_i (t^{(i)} - t^R)^2 / \sum_{i=1}^N n_i \right\}^{1/2} \quad (4.30)$$

$$V_2 = \sum_{i=1}^N n_i \left\{ (t^{(i)} - t^R)^2 + (t_3^{(i)} - t_3^R)^2 \right\}^{1/2} / \sum_{i=1}^N n_i \quad (4.31)$$

$$V_3 = \sum_{i=1}^N n_i \left\{ (t_3^{(i)} - t_3^R)^2 + (t_4^{(i)} - t_4^R)^2 \right\}^{1/2} / \sum_{i=1}^N n_i \quad (4.32)$$

siendo:

- n_i el número n de registros con los que se cuenta en la estación i
- $t^{(i)}$, $t_3^{(i)}$ y $t_4^{(i)}$ el 1^{er}, 2^o y 3^{er} ratio de los L-momentos muestrales de la estación i , respectivamente.
- t^R , t_3^R y t_4^R el 1^{er}, 2^o y 3^{er} ratio de los L-momentos muestrales regionales calculados como el promedio ponderado de los L-momentos muestrales de las N estaciones, ponderando en base al número n_i de registros de cada estación.

μ_{V_l} = Media de todas las desviaciones estándar ponderadas V_{ij} ($j = 1, 2, \dots, N_{sim}$) obtenidas a partir de las N_{sim} muestras simuladas con la distribución regional kappa.

σ_{V_l} = Desviación estándar de V_{ij} ($j = 1, 2, \dots, N_{sim}$)

Adicionalmente, en la siguiente ecuación (4.33) se muestra la expresión asociada a la medida de discordancia propuesta por Hosking & Wallis (1997):

$$D_i = \frac{1}{3} N(u_i - \bar{u})^T A^{-1} (u_i - \bar{u}) \quad (4.33)$$

donde:

D_i = Medida de discordancia para la estación i

u_i = vector constituido por los valores $t^{(i)}$, $t^{(i)}_3$ y $t^{(i)}_4$ de la estación i

\bar{u} = promedio de los vectores u_i

A = matriz de suma de cuadrados y productos cruzados (ecuación 3.2 de Hosking and Wallis, 1997)

Todos los cálculos asociados a los L-momentos y las medidas de heterogeneidad y discordancia evaluadas serán llevados a cabo mediante el paquete informático *lmomRFA* desarrollado en R por Hosking (2014), adoptándose los umbrales orientativos de la medida de heterogeneidad H propuestos por Hosking and Wallis (1997) como guía preliminar para aceptar, refinar o desechar una determinada región como “aceptablemente homogénea” si $H < 1$, “posiblemente heterogénea” si $1 \leq H < 2$ y “definitivamente heterogénea” en el caso de que $H \geq 2$. Adicionalmente se ha contado con la sugerencia de Wright, Ferreira and Houck (2014), bajo la cual la medida H_2 incrementa su capacidad discriminatoria al considerar como umbral de referencia más estricto el valor correspondiente al 25% del propuesto para H_1 .

5. Iteración del proceso de delineación anteriormente propuesto

Una vez contrastada la homogeneidad hidrológica de las agrupaciones preliminarmente delineadas convendrá evaluar si, desde un punto de visto hidrológico y estadístico, resulta adecuado unir ciertas agrupaciones a fin de obtener un mayor número de estaciones por región, o acaso dividir alguna de ellas si es que sus medidas de heterogeneidad así lo sugieren.

Esto ha sido realizado a través de un proceso iterativo en el que se vuelve a elegir un nuevo número de agrupaciones (etapa 2 del proceso de delineación), se asignan hidrológicamente las cuencas a dichas agrupaciones (etapa 3), y se comprueba la homogeneidad estadística de las regiones así conformadas (etapa 4) para volver nuevamente a empezar este mismo proceso de evaluación con un número diferente de agrupaciones. Este proceso iterativo concluirá una vez se haya alcanzado la delineación regional que optimiza el compromiso entre obtener las mínimas medidas posibles de heterogeneidad H_i en las regiones y el mayor número de estaciones por región.

4.3.3.2 Ajuste y selección de las funciones de distribución

El ajuste de las funciones de distribución a las muestras de partida será realizado a través de la relación unívoca que existe entre los L-momentos y los parámetros de las mismas (Hosking and Wallis, 1997), planteando estas seis distribuciones como posibles candidatas: Pareto Generalizada (GPA), Generalizada de Valores Extremos

(GEV), Logística Generalizada (GLO), LogNormal (GNO), Pearson tipo III (PE3) y Wakeby (WAK). Se ha descartado incluir al análisis funciones de distribución de menos de tres parámetros tipo Gumbel, atendiendo al importante sesgo que generalmente arrojan (ver Hosking and Wallis, 1997 y referencias incluidas ahí).

Para evaluar la capacidad descriptiva de cada una de las distribuciones candidatas se hará uso de la prueba de bondad de ajuste Z^{DIST} de Hosking and Wallis (1997), utilizando el criterio de ajuste aceptable $|Z^{DIST}| \leq 1.64$ como un valor meramente orientativo atendiendo a la distorsión que sufre la capacidad discriminatoria de este criterio cuando existe una apreciable correlación espacial entre las series de las distintas estaciones que conforman la región. La ecuación (4.34) ilustra la expresión matemática del estadístico Z^{DIST} , mediante la cual se analiza la desviación del promedio regional ponderado del L-momento LCK de las muestras de partida respecto al LCK de la distribución candidata (ponderación hecha en base a la longitud de cada una de las series).

$$Z^{DIST} = (\tau_4^{DIST} - t_4^R + B_4) / \sigma_4 \quad (4.34)$$

donde:

τ_4^{DIST} = L-coeficiente de curtosis de la distribución ajustada

t_4^R = L-coeficiente regional de curtosis asociado a las muestras de partida

B_4 = sesgo del L-coeficiente regional de curtosis derivado de los valores $t_4^{(r)}$ obtenidos bajo r regiones simuladas con técnicas de Monte Carlo a partir de los L-momentos regionales muestrales.

σ_4 = desviación estándar del L-coeficiente regional de curtosis derivado de los valores $t_4^{(r)}$ obtenidos bajo r regiones simuladas con técnicas de Monte Carlo a partir de los L-momentos regionales muestrales.

Así pues, si bien aquella función de distribución que presente el menor valor de $|Z^{DIST}|$ resultará una buena candidata para describir la curva regional de frecuencias, complementariamente se habrá de tener en cuenta la magnitud de la incertidumbre que acompaña a la estimación de sus cuantiles regionales ya que, en algunos casos, podrán encontrarse funciones de distribución con una gran capacidad descriptiva pero que al mismo tiempo presentan una mala capacidad predictiva derivada de la gran incertidumbre que arrojan sus estimaciones (esto es, distribuciones poco robustas).

Es por ello que para evaluar la robustez de cada una de las funciones de distribución candidatas se llevarán a cabo simulaciones de Monte Carlo bajo las que se generarán un gran número de regiones sintéticas con el mismo número de estaciones y datos por estación que la región original, con el objetivo de calcular el valor del error cuadrático medio relativo $RMSE_{rel}$ de los cuantiles regionales asociados a cada periodo de retorno de interés.

No obstante, puesto que la realidad hidrológica de la ocurrencia de las avenidas conduce a plantear como razonablemente prudente la posibilidad de que exista una cierta heterogeneidad en las regiones delineadas, resulta importante que tales estimaciones del error $RMSE_{rel}$ cuenten con la incertidumbre asociada a esa posible falta de homogeneidad. De hecho, se ha de subrayar que los valores de las medidas de heterogeneidad H_l calculadas en base a la ecuación (4.29) han de entenderse como preliminares, ya que no contemplan el efecto provocado por la correlación espacial existente entre las series de caudal máximo anual de las estaciones.

Es por ello que, previamente a calcular el valor del $RMSE_{rel}$, se haya de analizar la influencia ejercida por dicha correlación espacial sobre las medidas H_l con el fin de identificar la posible conveniencia de adoptar un cierto grado de heterogeneidad en las regiones delineadas. De este modo podrá incorporarse al análisis de la robustez de las funciones de distribución la incertidumbre derivada del grado de heterogeneidad presentado por las distintas regiones delineadas, ampliando así el abanico de los errores cuantificados por el análisis.

Para ello, utilizando las herramientas estadísticas aportadas por el paquete informático *lmomRFA* de Hosking (2014), en la presente Tesis se ha planteado un procedimiento de análisis de la heterogeneidad basado en las siguientes dos fases de evaluación y cuya ilustración gráfica se presenta en el diagrama de la **Figura 33**:

Fase 1. Aplicación del procedimiento básico de cálculo de las medidas H_l :

- 1.1 Ajuste de los datos a una distribución regional de frecuencias Kappa, asumiendo como L-momentos poblacionales los L-momentos regionales de las series de partida que conforman la región en cuestión.
- 1.2 A partir de dicha función Kappa se generan 1000 conjuntos de series simuladas mediante técnicas de Monte Carlo con el mismo número de estaciones y datos por estación que la región original de partida.
- 1.3 En base a la comparativa de la dispersión mostrada por los valores observados y simulados de los L-momentos de cada una de las estaciones que conforman la región en estudio, se calculan los valores de H_l ($l = 1, 2, 3$).

En caso de que las medidas H_l no resulten apreciablemente mayores de 1 y no existan aspectos físicos que empujen a dudar de la homogeneidad de la región, se pasa a una segunda fase de evaluación en la que se incorpora al análisis la correlación espacial existente entre las series de las estaciones con el objetivo de corroborar esa supuesta homogeneidad pese a la presencia de la correlación espacial.

Fase 2. Contraste de la hipótesis de homogeneidad mediante la incorporación de la correlación espacial a las simulaciones:

2.1 A partir del ajuste de la distribución regional de frecuencias Kappa ajustada en el punto 1.1 de la fase anterior, mediante simulaciones de Monte Carlo se generan 1000 regiones sintéticas con el mismo número de estaciones y datos por estación que la región original de partida, obligando a que todas esas simulaciones presenten la misma correlación espacial entre estaciones que la mostrada por las series de la región de partida. Para ello, como valor representativo de la correlación existente entre cada par de estaciones i y j se toma el resultado derivado de la siguiente ecuación (4.35):

$$r_{ij} = \frac{\sum_k (Q_{ik} - \bar{Q}_i)(Q_{jk} - \bar{Q}_j)}{\{\sum_k (Q_{ik} - \bar{Q}_i)^2 \sum_k (Q_{jk} - \bar{Q}_j)^2\}^{1/2}} \quad (4.35)$$

donde:

Q_{ik} = Caudal máximo instantáneo anual de la estación i en el año k

\bar{Q}_i = Promedio de los caudales máximos anuales instantáneos de la estación i , extendido a aquellos años en los que ambas estaciones i y j presentan registro.

Q_{jk} = Caudal máximo instantáneo anual de la estación j en el año k

\bar{Q}_j = Promedio de caudales máximos anuales instantáneos de la estación j , extendido a aquellos años en los que ambas estaciones j e i presentan registro

En caso de que no se dé ninguna correlación de valor negativo entre estaciones, se tomará la correlación espacial media entre las estaciones de la región como valor globalmente representativo, utilizándose para ello la siguiente expresión (4.36) en donde N hace referencia al número de estaciones de la región.

$$\bar{r} = \{0.5 N(N - 1)\}^{-1} \sum_{1 \leq i < j} \sum_{i < j \leq N} r_{ij} \quad (4.36)$$

Esta correlación media muestral entre estaciones será utilizada para condicionar la simulación de las 1000 nuevas regiones a generar, obligándose a que cada una de estas nuevas regiones sintéticas presente una correlación media entre estaciones igual a la calculada bajo las ecuaciones (4.35) o en su caso (4.36). Esta forma de proceder se plantea con la pretensión de obtener un elevado número de regiones sintéticas estadísticamente análogas a la región original de partida, habiéndose dejado fuera del alcance de la Tesis la posibilidad de representar dicha correlación mediante el uso de la herramienta matemática de las cópulas, aspecto que ha sido incluido como parte de las futuras líneas de investigación propuestas en el **Capítulo 6**.

2.2 Para cada una de las 1000 regiones sintéticamente generadas se aplica el mismo procedimiento de cálculo de los pasos 1.1, 1.2 y 1.3 de la *fase I* anterior, obteniéndose las medidas H_l de cada una de estas 1000 regiones sintéticas.

2.3 Se calcula entonces el promedio \bar{H}_l de las 1000 medidas H_l obtenidas en el paso 2.2 anterior, con el objetivo de examinar las siguientes posibilidades:

2.3.1 Si los promedios \bar{H}_l obtenidos resultan mayores o del mismo orden de magnitud que las medidas H_l alcanzadas en la *fase I* anterior, querrá decir que las medidas de heterogeneidad de la región original presentan valores que se encuentran dentro de lo que cabría esperar para una región que no presenta heterogeneidad.

Resultará entonces razonable adoptar que todas las estaciones de la región analizada comparten las mismas ratios de L-momentos, pese a que pudiera estar ocurriendo que los valores H_l de la región original se correspondieran, por mera aleatoriedad muestral, con valores estadísticamente anómalos que caen dentro del rango que resulta esperable para una región homogénea aun dándose el caso de que la región en realidad presentara cierta heterogeneidad. Esta última posibilidad manifiesta la presencia de una cierta incertidumbre asociada al procedimiento de análisis adoptado que no ha sido cuantificada, si bien se entiende que la metodología propuesta alcanzará a aportar en la práctica un grado de precisión razonable.

2.3.2 Si por el contrario, los promedios \bar{H}_l obtenidos resultan de una menor cuantía a la de los valores de las medidas H_l de la *fase I* anterior, resultará prudente asumir que existe una cierta heterogeneidad en la región debida a la cual las medidas H_l de las muestras de partida se están desviando de lo que cabría esperar de una región totalmente homogénea.

Así pues, con objeto de paliar en la medida de lo posible la arbitrariedad asociada a la cuantificación de dicha heterogeneidad, se llevará a cabo el siguiente proceso iterativo de cálculo:

- (i) En primer lugar se plantea un cierto grado de heterogeneidad en torno a los L-momentos regionales de las muestras de partida, a fin de ser incorporado a un nuevo proceso de generación de regiones sintéticas. Para ello se adoptan arbitrariamente unos ciertos valores de heterogeneidad de las tres primeras ratios de los L-momentos ($\Delta LC_v, \Delta LC_s, \Delta LC_k$), que se distribuyen lineal y uniformemente entre cada una de las N estaciones de la región:

$$LC_{v_{regional}} - \Delta LC_v/2 \leq LC_{v_i} \leq LC_{v_{regional}} + \Delta LC_v/2 \quad i = 1, 2, \dots, N$$

$$LC_{s_{regional}} - \Delta LC_s/2 \leq LC_{s_i} \leq LC_{s_{regional}} + \Delta LC_s/2 \quad i = 1, 2, \dots, N$$

$$LC_{k_{regional}} - \Delta LC_k/2 \leq LC_{k_i} \leq LC_{k_{regional}} + \Delta LC_k/2 \quad i = 1, 2, \dots, N$$

- (ii) A continuación, se ajusta una función Kappa a cada una de las N estaciones de la región en base a los L-momentos LC_{v_i} , LC_{s_i} y LC_{k_i} derivados de haber adoptado la heterogeneidad lineal y uniformemente distribuida descrita en el paso (i) anterior.
- (iii) A partir de cada una de las funciones Kappa ajustadas en el paso (ii) anterior, se generan entonces 1000 nuevas regiones sintéticas con el mismo número de estaciones y datos por estación que la región original de partida, obligando a que todas ellas presenten la misma correlación media entre estaciones que la mostrada por las series de la región original. Con objeto de abarcar la mayor cantidad de incertidumbre cuantificable, los distintos valores de las ratios de los L-momentos irán permutando entre las estaciones de la región (Hosking, 2014).
- (iv) Para cada una de estas nuevas 1000 regiones sintéticamente generadas bajo los valores de heterogeneidad adoptados en (i) y la correlación media derivada de los datos de partida, se aplica entonces el mismo procedimiento de cálculo de los pasos 1.1, 1.2 y 1.3 de la *fase I* para obtener las medidas H_l de cada una de estas nuevas 1000 regiones.
- (v) Con los resultados obtenidos en el paso (iv) anterior se calculan los nuevos promedios \bar{H}_l de las medidas H_l derivadas de las 1000 nuevas regiones sintéticamente generadas, de forma que:
 - (v.1) Si los promedios \bar{H}_l resultan mayores o del mismo orden de magnitud que las medidas H_l obtenidas en la *fase I* anterior, resultará entonces razonable asumir que la región bajo estudio presenta los valores de heterogeneidad que fueron planteados en el paso (i).
 - (v.2) Si por el contrario, los promedios \bar{H}_l resultan de una menor cuantía a las medidas H_l obtenidas en la *fase I*, se plantea entonces un nuevo grado de heterogeneidad $(\Delta LC_v^*, \Delta LC_s^*, \Delta LC_k^*)$ y se vuelven a ejecutar los pasos (ii), (iii), (iv) y (v).

El proceso iterativo concluye una vez los promedios \bar{H}_l resultan del mismo orden de magnitud que las medidas H_l obtenidas en la *fase I* de evaluación, resultando razonable adoptar el grado de heterogeneidad mediante el cual se alcanza dicha similitud.

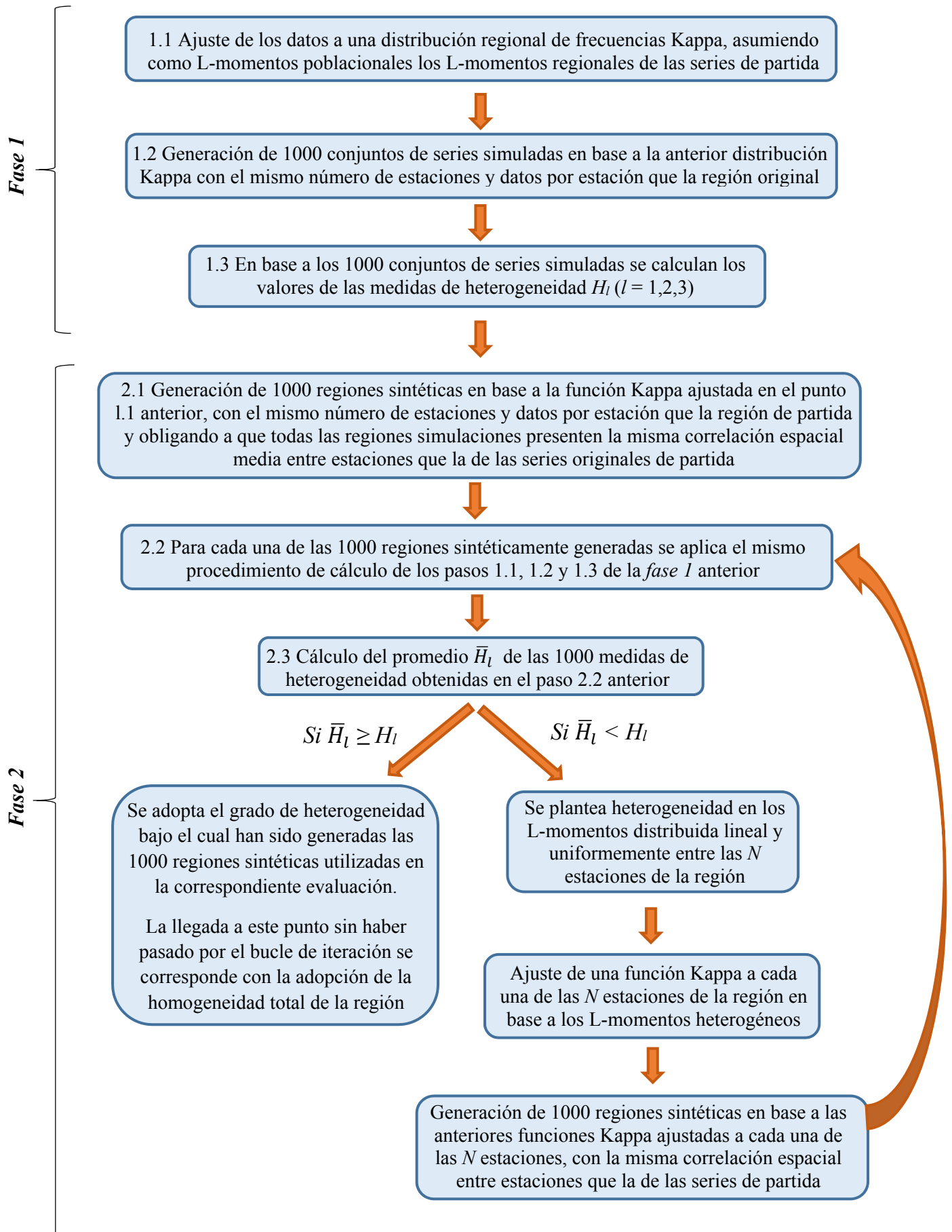


Figura 33. Procedimiento de análisis propuesto para la estimación del grado de heterogeneidad regional

Así por tanto, los grados de heterogeneidad obtenidos a través de este procedimiento de evaluación podrán ser utilizados para cuantificar la incertidumbre de las estimaciones de los cuantiles regionales, pudiéndose proceder ya entonces a calcular el valor del error cuadrático medio relativo $RMSE_{rel}$.

Para ello, asumiendo los L-momentos derivados del anterior proceso de análisis de heterogeneidad y la correlación espacial media existente entre las series de partida, se generarán 1000 simulaciones con el mismo número de estaciones y datos por estación que la región original con el objetivo de calcular el valor $RMSE_{rel}$ de los cuantiles regionales asociados a cada periodo de retorno de interés. Las siguientes ecuaciones (4.37) y (4.38) muestran las expresiones matemáticas a través de las cuales se calcularán los $RMSE_{rel}$, cálculo que será realizado a través del uso del paquete informático *lmomRFA* desarrollado por Hosking (2014).

$$RMSE_{rel}^i(F) = \left[M^{-1} \sum_{r=1}^M \left\{ \frac{\hat{q}^r(F) - q_i(F)}{q_i(F)} \right\}^2 \right]^{1/2} \quad (4.37)$$

$$RMSE_{rel}^{reg} = N^{-1} \sum_{i=1}^N RMSE_{rel}^i(F) \quad (4.38)$$

donde:

$RMSE_{rel}^i(F)$ = error cuadrático medio relativo a la estimación de los cuantiles asociados a un periodo de retorno $T=1/F$ en la estación i ($i=1, 2, \dots, N$).

$RMSE_{rel}^{reg}(F)$ = error cuadrático medio relativo a la estimación de los cuantiles regionales asociados a un periodo de retorno $T=1/F$.

M = número de simulaciones generadas, condicionadas a la correlación media muestral entre estaciones y el grado de heterogeneidad lineal y uniformemente distribuido entre cada una de las N estaciones de la región.

$\hat{q}^r(F)$ = cuantil regional derivado del ajuste de la función de distribución evaluada a los L-momentos regionales obtenidos bajo la simulación número “ r ” para un periodo de retorno $T=1/F$.

$q_i(F)$ = cuantil adimensional de la estación i para un periodo de retorno $T=1/F$, resultado de aplicar la relación del método del índice de avenida $q_i(F) = Q_i(F) / \mu_i$ en la que:

$Q_i(F)$ = cuantil local de la estación i derivado del ajuste de la función de distribución evaluada a los L-momentos obtenidos bajo el procedimiento de análisis de heterogeneidad de la **Figura 33**.

μ_i = índice de avenida de la estación i , estimado como la esperanza matemática de la función de distribución ajustada a los L-momentos que en cada permutación de las simulaciones son asignados a la estación i en cuestión (L-momentos derivados del procedimiento de análisis de heterogeneidad de la **Figura 33**).

Así pues, una vez calculado el valor de la prueba de bondad de ajuste Z^{DIST} y el valor del error cuadrático medio relativo $RMSE_{rel}^{reg}$ para cada una de las funciones de distribución candidatas, en cada región se seleccionará aquella función que presente el mejor compromiso posible entre su capacidad descriptiva y predictiva (capacidades respectivamente representadas mediante los estadísticos Z^{DIST} y $RMSE_{rel}^{reg}$).

4.3.3.3 Estimación de los cuantiles de caudal punta e incertidumbres asociadas

La estimación de los cuantiles de caudal punta de las distintas estaciones de la zona en estudio se realiza mediante el método del índice de avenida (Dalrymple, 1960), bajo el cual se asume la hipótesis asociada a que las funciones de distribución de frecuencias de las estaciones que constituyen una región homogénea resultan idénticas, excepto por un factor de escala.

De esta forma, partiendo de una región homogénea en la que se dispone de N estaciones con una longitud muestral n_i de datos observados Q_{ij} , ($i = 1, 2, \dots, N$; $j = 1, \dots, n_i$), el método del índice de avenida plantea el cumplimiento de la relación mostrada por la siguiente ecuación (4.39):

$$Q_i(F) = \mu_i q(F) \quad i = 1, \dots, N \quad (4.39)$$

donde:

$Q_i(F)$ = cuantil de distribución de frecuencias de la estación i asociado a la probabilidad de excedencia F
 μ_i = índice de avenida de la estación i , comúnmente estimado mediante el valor medio de la muestra local de los caudales máximos anuales u otros estimadores de posición como la mediana. Tal estimación se representa mediante el símbolo $\hat{\mu}_i$.

$q(F)$ = curva regional de crecimiento relativa a la función adimensional de los cuantiles que resulta común a todas las estaciones de la región.

Los registros adimensionales re-escalados $q_{ij} = Q_{ij}/\hat{\mu}_i$, ($i = 1, 2, \dots, N$; $j = 1, \dots, n_i$) constituyen la base para evaluar la curva regional de crecimiento $q(F)$, la cual resulta a su vez función de un número p de parámetros $\theta_1, \dots, \theta_p$ bajo los cuales es posible reescribir $q(F)$ como $q(F; \theta_1, \dots, \theta_p)$. Bajo el método de Hosking and Wallis (1997), dichos parámetros son determinados individualmente para cada una de las N estaciones de la región, siendo los valores estimados θ_k ($k=1, 2, \dots, p$) de la estación i denotados como $\hat{\theta}_k^i$. Estos estimadores locales se combinan para obtener los estimadores regionales $\hat{\theta}_k^R$, a través de una media ponderada en donde los estimadores locales de la estación i adquieren un peso proporcional al valor de su longitud muestral n_i tal y como muestra la ecuación (4.40).

$$\hat{\theta}_k^R = \sum_{i=1}^N n_i \theta_k^{(i)} / \sum_{i=1}^N n_i \quad (4.40)$$

Substituyendo estos estimadores en la expresión de $q(F)$, la estimación de la curva regional de crecimiento queda entonces como $\hat{q}(F) = q(F; \hat{\theta}_1^R, \dots, \hat{\theta}_p^R)$, pudiéndose obtener los cuantiles de interés $\hat{Q}_i(F)$ de la estación i mediante la siguiente ecuación (4.41).

$$\hat{Q}_i(F) = \hat{\mu}_i \hat{q}(F) \quad i = 1, \dots, N. \quad (4.41)$$

Teniendo en cuenta las anteriores premisas matemáticas se remarcan a continuación las 5 suposiciones conceptuales en las que se sustenta la metodología del índice de avenida:

- (a) Los registros de las observaciones de cualquier estación se encuentran idénticamente distribuidos.
- (b) Los registros de las observaciones de cualquier estación presentan independencia estadística entre sí.
- (c) Los registros de las estaciones que constituyen la región resultan espacialmente independientes.
- (d) Las funciones de distribución de las diferentes estaciones de la región resultan idénticas excepto por un factor de escala o índice de avenida.
- (e) La forma matemática de la curva regional de frecuencias o curva de crecimiento se encuentra correctamente expresada.

Para el caso de las series de caudal máximo instantáneo anual, el cumplimiento de los dos primeros supuestos (a) y (b) resultará razonablemente alcanzable una vez eliminadas aquellas series o datos parciales de éstas que muestren unos significantes indicios de tendencias temporales, cambios bruscos en la media o mediana, o una apreciable relación entre los registros de cada estación. No obstante, más difícil resultará llegar a cumplir rigurosamente con las tres suposiciones (c), (d) y (e) teniendo en cuenta que:

- Generalmente, las series de caudales máximos anuales presentarán cierta dosis de correlación espacial entre estaciones.
- La forma de la distribución de frecuencias presentará una cierta variabilidad espacial entre cuencas, cuya magnitud podría no ser despreciable e impedir aceptar la hipótesis de homogeneidad regional.
- El ajuste estadísticamente aceptable de varias funciones de distribución puede llegar a aportar cierta ambigüedad sobre cuál de ellas resulta verdaderamente más representativa para la región.

Es por ello que, con el objetivo de paliar en la medida de lo posible las anteriores tres problemáticas, durante el desarrollo del análisis regional de frecuencias se tendrán en cuenta las siguientes consideraciones:

1. Analizar la influencia de la correlación espacial entre estaciones sobre los resultados estadísticos obtenidos, a fin de evaluar la incertidumbre introducida por dicha correlación (ver metodología ilustrada en la **Figura 33** del apartado 4.3.3.2).
2. Realizar un exhaustivo análisis hidrológico que permita identificar aquellas agrupaciones de estaciones cuyas características físicas varían lo suficientemente poco como para que el análisis regional de frecuencias resulte estadísticamente más ventajoso que el análisis local (ver apartado 4.3.3.1).
3. Analizar conjuntamente los resultados de las pruebas de ajuste de las distintas distribuciones, su robustez y las diferencias de las estimaciones proporcionadas por cada una de las distribuciones, de cara a seleccionar la función de distribución más adecuada para cada región (ver apartado 4.3.3.2).

De forma complementaria a las estimaciones arrojadas por el método del índice de avenida se calcula la incertidumbre de los cuantiles asociados a cada periodo de retorno T en interés, a través de la simulación mediante técnicas de Monte Carlo de un gran número de regiones sintéticas con el mismo número de estaciones y datos por estación que las regiones muestrales de partida.

Para aquellas regiones en las que se haya identificado cierto grado de heterogeneidad y/o cierta correlación entre las series de partida, dichas simulaciones serán generadas incorporando la variabilidad de los L-momentos inferida mediante el análisis de heterogeneidad realizado bajo la metodología ilustrada en la **Figura 33**, incorporando además a las simulaciones la correlación espacial media mostrada por las series de partida. Con objeto de aportar el mayor realismo a la modelización se considera que la variabilidad de los L-momentos se encuentra lineal y uniformemente distribuida entre las estaciones de la región, permutando aleatoriamente en cada simulación la correspondencia de cada valor de los L-momentos asignados a cada estación.

En base a este procedimiento de análisis se calculará el $RMSE_{rel}$ de los cuantiles estimados para cada estación, así como sus valores límites asociados a un determinado porcentaje de confianza. Dicho cálculo será realizado a través del uso del paquete informático *lmomRFA* desarrollado por Hosking (2014), cuyas bases conceptuales pueden ser consultadas en el apartado 6.4 de Hosking and Wallis (1997).

Finalmente, los $RMSE_{rel}$ obtenidos bajo este enfoque regional serán comparados con aquéllos derivados del análisis local de frecuencia que adicionalmente será realizado para cada una de las N estaciones de cada región.

4.3.4 Contraste causal de las distribuciones regionales de frecuencia

Con objeto de contrastar la fiabilidad de los cuantiles estimados en base a su propia consistencia hidrológica, se examinará la relación existente entre los cuantiles regionales obtenidos y las principales características físicas de las cuencas en cuestión.

Para ello, en primera instancia se analizará la bondad de ajuste presentada por la relación potencial existente entre los cuantiles regionales y la precipitación media anual promedio de cada región, comparando los resultados obtenidos con aquéllos publicados por Meigh, Farquharson and Sutcliffe (1997). De forma complementaria, este análisis será ampliado mediante el análisis de la relación mostrada por esos mismos cuantiles respecto a la precipitación máxima diaria anual, promediada para cada región, a fin de examinar las diferencias existentes entre los cuantiles asociados a las cuencas de carácter pluvial respecto a aquéllas a las que el programa ERHIN atribuyó una relevante influencia nival (DGA, 2012).

Por último se llevará a cabo un análisis de regresión multivariable mediante el cual inferir de forma más rigurosa la relación existente entre los cuantiles regionales y el promedio de las características físicas de las cuencas de cada región, con el objetivo de identificar aquellas características que presentan una mayor significancia predictiva del valor de los cuantiles regionales de la zona en estudio. Dicho análisis ha sido fundamentado en la exploración de relaciones potenciales del tipo mostrado por la ecuación (4.42), evaluadas en el dominio logarítmico ilustrado por la ecuación (4.43).

$$q_T = a \cdot A^b \cdot B^c \cdot C^d \cdot \dots + w \quad (4.42)$$

$$\log(q_T) = \log(a) + b \cdot \log(A) + c \cdot \log(B) + d \cdot \log(C) + \dots + \log(w) \quad (4.43)$$

donde:

q_T = Cuantil regional asociado al periodo de retorno T

A, B, C, \dots = variables hidrológicas/climáticas promedio de la región analizada

a, b, c, d, \dots = coeficientes de la relación potencial

w = componente aleatoria del modelo de regresión múltiple, simulada bajo la función de distribución normal $N(0, \sigma_{reg}^2)$. La varianza σ_{reg}^2 se estima mediante la siguiente ecuación (4.44):

$$\hat{\sigma}_{reg}^2 = \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m e_i'^2 \quad (4.44)$$

siendo:

$\hat{\sigma}_{reg}^2$ = valor estimado de la varianza σ_{reg}^2

m = número de regiones incluidas en el análisis de regresión

e_i' = residuos derivados de la diferencia existente entre los cuantiles regionales derivados de la aplicación del método del índice de avenida y los valores estimados por la parte determinística de la ecuación (4.42).

El ajuste de la relación (4.42) a los datos de la zona en estudio ha sido realizado en base a la siguiente metodología propuesta, fundamentada en las siguientes 5 etapas de evaluación:

1. Diferenciación de cuencas según su tipología (pluvial o nival).
2. Cálculo de los promedios regionales de las principales características físicas de las cuencas.
3. Identificación de la característica promedio que mayor significancia predictiva presenta en relación a los valores de los cuantiles regionales derivados de la aplicación del método del índice de avenida.
4. Análisis concatenado de residuales mediante el cual inferir las subsiguientes características promedio que mayor significancia predictiva presentan.
5. Evaluación de la bondad de las regresiones múltiples ajustadas, a través del cálculo del coeficiente de correlación $R^2_{ajustado}$ y la aplicación de las correspondientes pruebas de hipótesis estadísticas.

Se hace notar que esta metodología de análisis resulta conceptualmente análoga a la que fue detalladamente descrita en el apartado 4.3.2.2 del presente Capítulo.

Capítulo 5. Análisis de resultados

5.1 Introducción

En base a las hipótesis y metodología adoptadas en la presente investigación se ha obtenido toda una serie de resultados que se analizan en profundidad a lo largo de este **Capítulo 5**, a través de 4 apartados principales respectivamente vinculados a las siguientes fases de evaluación:

- (i) Análisis de calidad de los datos de partida.
- (ii) Expansión temporal de las series de caudal máximo anual instantáneo.
- (iii) Análisis regional de frecuencias de caudales punta: expansión espacial y causal.
- (iv) Contraste causal de las distribuciones regionales de frecuencia obtenidas.

5.2 Análisis de calidad de los datos de partida

Con objeto de preservar sólo aquellas series de caudal máximo anual suficientemente representativas del actual régimen natural de la zona en estudio, en primer lugar se ha procedido a excluir del análisis las cuencas cuyo régimen hidrológico natural se encuentra sustancialmente alterado por la presencia de embalses localizados aguas arriba de sus correspondientes estaciones de aforo. Para ello se ha realizado un inventario de las presas existentes en la zona en estudio, a fin de poder identificar aquellos registros de las estaciones que podrían encontrarse desvirtuados por la presencia de embalses situados aguas arriba.

De este modo y siguiendo las recomendaciones indicadas por la Guía Metodológica MAPAMA (2011), se han excluido del análisis de frecuencias todos aquellos registros que se encuentran influenciados por la presencia de embalses con una capacidad de laminación mayor del 10% y que, además, presentan un porcentaje de cuenca controlado por el embalse mayor del 10% de la cuenca total vertiente a la estación de aforos en cuestión. De este modo ha sido contemplada la posibilidad de aprovechar la parte de las series de datos comprendida entre la fecha de inicio de las medidas de la estación y la construcción de la presa o presas localizadas aguas arriba, condicionando la posibilidad de aprovechar dichas series parciales a que la longitud remanente de sus registros no resulte menor de 30 años.

En la **Tabla 3** adjunta a continuación se muestra un listado de las estaciones que a priori podrían resultar parcialmente aprovechables, y las cuales han sido posteriormente analizadas a fin de evaluar si la parte de la serie no influenciada por la presencia de embalses muestra una suficiente representatividad del clima y las características físicas actuales de sus correspondientes cuencas de captación.

Tabla 3. Identificación de estaciones que podrían resultar parcialmente aprovechables

Organismo de cuenca	Código ROEA	Río	Año inicial medidas	Año final medidas	Área cuenca (km ²)	Observaciones
<i>C.H. Miño-Sil</i>	1018	Sil	1913	1952	6346	La presa de Fuente de Azufre, construida en 1949, desvirtúa los datos desde 1949 a 1952
	1010	Sil	1913	1959	833	La presa de Fuente de Azufre desvirtúa los datos desde 1949 a 1959
	1739	Sil	1912	-	4268	La presa de Fuente de Azufre, desvirtúa los datos desde 1949 a la actualidad
	1765	Cabe	1915	-	353	La presa de Vilasouto, construida en 1969, desvirtúa los datos desde 1969 a la actualidad
	1769	Sil	1912	1993	7982	La presa de Fuente de Azufre y Leboreiro, construidas ambas en 1949, desvirtúan los datos de 1949 a 1993
<i>Augas de Galicia</i>	1564	Umia	1970	-	190	La presa de Baxe, construida en el año 2000, desvirtúa los datos desde dicho año a la actualidad
<i>C.H. Cantábrico</i>	1295	Sella	1920	-	486	La presa de La Jocica, construida en 1964, desvirtúa los datos desde dicho año en adelante
	1346	Nalón	1912	1986	2637	La presa de Tanes y Rioseco, construidas en 1978, desvirtúan los datos de 1978 a 1986

Por otro lado también fueron identificadas las series de caudal máximo anual que aun encontrándose en régimen natural presentaban una longitud de registros menor de 30 años, con el fin de excluir del análisis aquellas series de registros cuya longitud resultaba demasiado corta para aportar una fiable descripción de la estadística de las avenidas. No obstante, si bien se ha tomado este umbral de los 30 años como valor mínimo deseable de las muestras de partida, en zonas en las que la densidad espacial de los registros resulta algo baja se ha permitido preservar, al menos para un primer filtrado de los datos, ciertas estaciones con una longitud de registros comprendida entre los 15 y 30 años.

De este modo, una vez excluidas las series de longitud excesivamente reducida y los caudales registrados bajo regímenes hidrológicos alterados, quedaron a disposición del análisis 133 estaciones de aforo con una longitud de registros comprendida entre los 15 y 88 años, cuya ubicación se ilustra en la siguiente **Figura 34** junto con sus correspondientes cuencas de cierre diferenciadas según su carácter pluvial, nival o mixto en base al área de influencia nival identificado por el programa ERHIN (DGA, 2012).

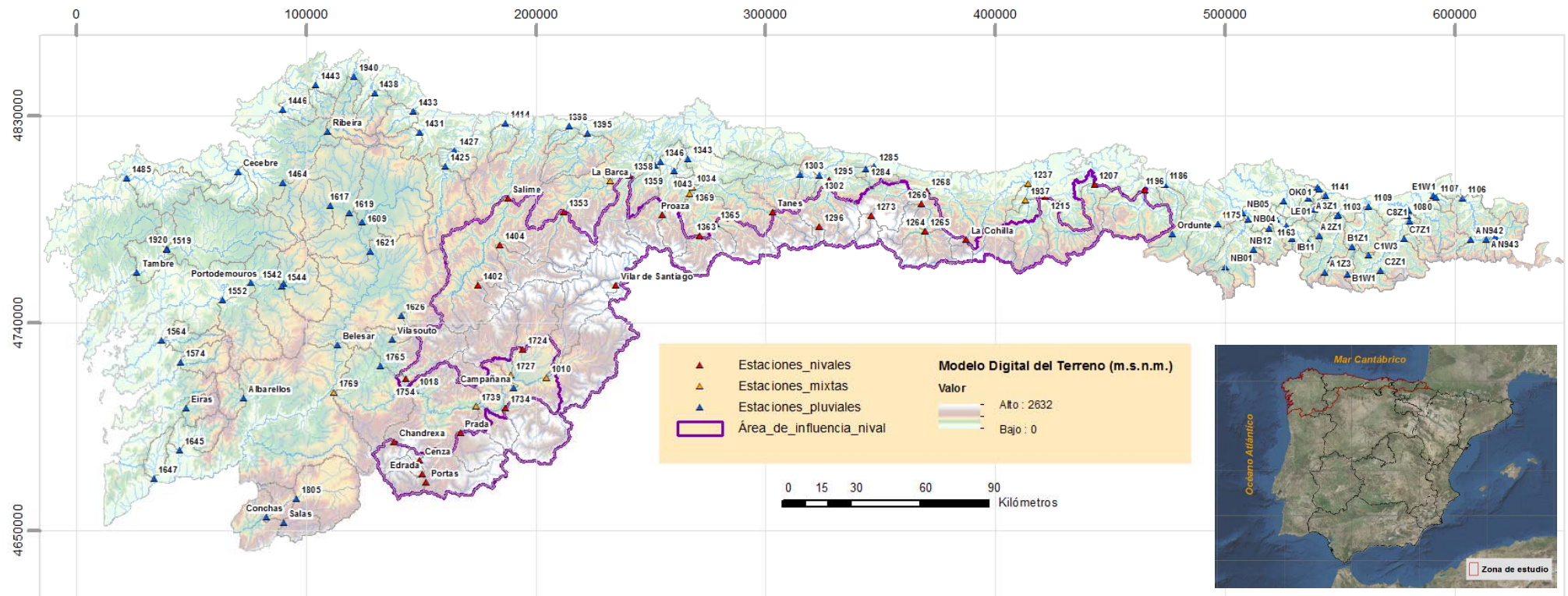


Figura 34. Localización de las 133 estaciones de aforo preseleccionadas junto con sus correspondientes cuencas de cierre

De esta forma, tal y como se adelantó en la descripción de la metodología incluida en el **Capítulo 5**, el análisis de calidad de los datos de estas 133 estaciones se ha focalizado en la evaluación de las series de caudal máximo medio diario anual, al presentar longitudes de muestras bastante más extensas que las de los caudales máximos instantáneos y poder aportar con ello resultados de mayor fiabilidad. A partir de dichos resultados se ha deducido entonces el grado de fiabilidad de las series de caudal máximo anual instantáneo (posteriormente complementado con las pruebas de discordancia y homogeneidad del análisis regional de frecuencias), teniendo en cuenta que la apreciable relación lineal que existe entre ambas variables conduce a que los indicios asociados a los máximos medios diarios se preserven de una forma razonablemente consistente para los máximos instantáneos.

Bajo este marco de análisis, cabe llamar la atención sobre la particularidad asociada a la ausencia de registros directos de aportación en los puntos de aforo localizados en los embalses, hecho que ha requerido llevar a cabo un balance de masas para cada uno de los embalses preseleccionados para poder deducir los caudales medios diarios de aportación a partir de los registros diarios de los caudales de salida y la variación del volumen de agua embalsado.

En la siguiente **Tabla 4** se presenta un resumen del análisis de los resultados obtenidos mediante los balances de masas realizados, cuyas conclusiones han sido posteriormente utilizadas como una variable más a tener en cuenta para definir el grado de fiabilidad de cada una de las series preseleccionadas.

Tabla 4. Análisis de resultados de los balances de masas en embalses

Organismo de cuenca	Nombre del embalse	Resultados derivados del balance de masas realizado
<i>Aguas de Galicia</i>	Tambre	Sin anomalías relevantes. Coherencia entre las aportaciones calculadas por el Despacho de Generación de NATURGY y las de la presente Tesis
	Portodemouros	Sin anomalías relevantes. Coherencia entre las aportaciones calculadas por el Despacho de Generación de NATURGY y las de la presente Tesis
	Ribeira	En el periodo 1989-1996 existen días puntuales en los que el balance de masas realizado no cuadra con las aportaciones calculadas por ENDESA. No obstante, se trata de saltos puntuales de caudal de un día para otro que no distorsionan la fiabilidad del valor máximo anual
	Cecebre	Puntuales aportaciones de valor desproporcionado en algunos días de la serie, corregidos mediante el ajuste del volumen del embalse de forma aparentemente artificial. Estas anomalías parecen responder a errores puntuales de medida que no distorsionan la fiabilidad del máximo anual
	Eiras	Sin anomalías relevantes. Coherencia entre las aportaciones calculadas por Aguas de Galicia y las derivadas de la presente Tesis

Tabla 4 (continuación). Análisis de resultados de los balances de masas en embalses

Organismo de cuenca	Nombre del embalse	Resultados derivados del balance de masas realizado
<i>C.H. Miño-Sil</i>	Villar de Santiago	En el año 1995/1996 y 1996/1997 existen días en los que el balance de masas realizado no cuadra con las aportaciones calculadas por ENDESA
	Albarelos	Sin anomalías relevantes. Coherencia entre las aportaciones calculadas por el Despacho de Generación de NATURGY y las de la presente Tesis
	Belesar	Sin anomalías relevantes. Coherencia entre las aportaciones calculadas por el Despacho de Generación de NATURGY y las de la presente Tesis
	Conchas	Sin anomalías relevantes. Coherencia entre las aportaciones calculadas por el Despacho de Generación de NATURGY y las de la presente Tesis
	Salas	Sin anomalías relevantes. Coherencia entre las aportaciones calculadas por el Despacho de Generación de NATURGY y las de la presente Tesis
	Vilasouto	Puntualmente aparecen aportaciones negativas en los resultados del balance, si bien de baja cuantía y lejos del máximo anual
	Chandrea de Queixa	Sin anomalías relevantes. Coherencia entre las aportaciones totales anuales derivadas del balance y las publicadas por el CEDEX
	Cenza	Sin anomalías relevantes. Coherencia entre las aportaciones totales anuales derivadas del balance y las publicadas por el CEDEX
	Edrada	Los años 80/81 a 83/84, 85/86 a 86/87, 88/89, 00/01 y 02/03 a 10/11 presentan valores de entrada que se repiten durante bastantes días seguidos en meses de otoño e invierno, que les restan credibilidad.
	Las Portas	Sin anomalías relevantes. Coherencia entre las aportaciones totales anuales derivadas del balance y las publicadas por el CEDEX
	Prada	En el periodo 1960-1982, buena parte de las aportaciones calculadas presentan valores negativos. En años siguientes también aparece algún valor negativo si bien en meses de verano lejos del máximo anual
<i>C.H. Cantábrico</i>	Campañana	Sin anomalías relevantes. Coherencia entre las aportaciones totales anuales derivadas del balance y las publicadas por el CEDEX
	Salime	En años puntuales aparecen aportaciones negativas en los resultados del balance, si bien de baja cuantía y lejos del máximo anual. Coherencia entre las aportaciones totales anuales del balance y las publicadas por el CEDEX, así como con las proporcionadas por HIDROCANTÁBRICO
	La Barca	Aceptable coherencia entre las aportaciones calculadas por HIDROCANTÁBRICO y las de la presente Tesis
	Proaza	Aceptable coherencia entre las aportaciones calculadas por HIDROCANTÁBRICO y las de la presente Tesis
	Tanes	Caótica evolución de la aportación diaria, probablemente derivada de la alteración provocada por la operación de la Central Reversible existente
	La Cohilla	Sin anomalías relevantes. Coherencia entre las aportaciones totales anuales derivadas del balance y las publicadas por el CEDEX
	Ordunte	Buena parte de los años de la serie presentan valores de entrada que se repiten durante días, si bien se trata de días de aportación de baja cuantía que no parecen estar afectando a los máximos anuales

Así pues, una vez preparados los datos de caudal máximo medio diario anual de los 133 puntos de aforo preseleccionados, se ha procedido a evaluar la calidad de las series a través del análisis exploratorio de datos y el correspondiente contraste realizado mediante pruebas de hipótesis estadísticas.

5.2.1 Análisis exploratorio de datos

Mediante el análisis exploratorio de datos (AED) se ha realizado una amplia evaluación de la calidad de las 133 series preseleccionadas, basada en el análisis individualizado de las series de datos, la evaluación comparativa entre estaciones cercanas y el análisis de correlación global entre el caudal máximo promedio anual y las áreas de cuenca.

5.2.1.1 Análisis individualizado de las series de datos

Como parte del análisis exploratorio de datos, en primer lugar se han evaluado gráficamente los caudales máximos medios diarios de cada uno de los 133 puntos de aforo preseleccionados, de cara a analizar la presencia de indicios que apunten hacia una posible falta de aleatoriedad, independencia, homogeneidad y/o estacionariedad de sus series. Asimismo, mediante este primer análisis gráfico se ha detectado la posible presencia de *outliers* posteriormente contrastados a través de la formulación propuesta por Chow, Maidment and Mays (1988) , así como incongruencias entre periodos discontinuos de registros. Con objeto de ilustrar cada una de estas posibles anomalías, a continuación se presenta un ejemplo representativo de cada una de ellas:

➤ Falta de aleatoriedad

Como ejemplo de una posible falta de aleatoriedad se ha encontrado el hecho de que algunas estaciones de la Confederación Hidrográfica del Cantábrico y del Miño-Sil presenten años consecutivos en los que se repite el mismo valor del caudal máximo medio diario, tratándose en todos los casos de fechas en las que ambas Confederaciones se encontraban unificadas en única administración (la Confederación Hidrográfica del Norte). En la siguiente **Figura 35** se muestra un ejemplo de ello correspondiente con la estación 1186, cuyos valores de caudal máximo medio diario anual coinciden con exactitud decimal en los años 1983/1984, 1984/1985 y 1985/1986, así como en los años 1995/1996 y 1996/1997.

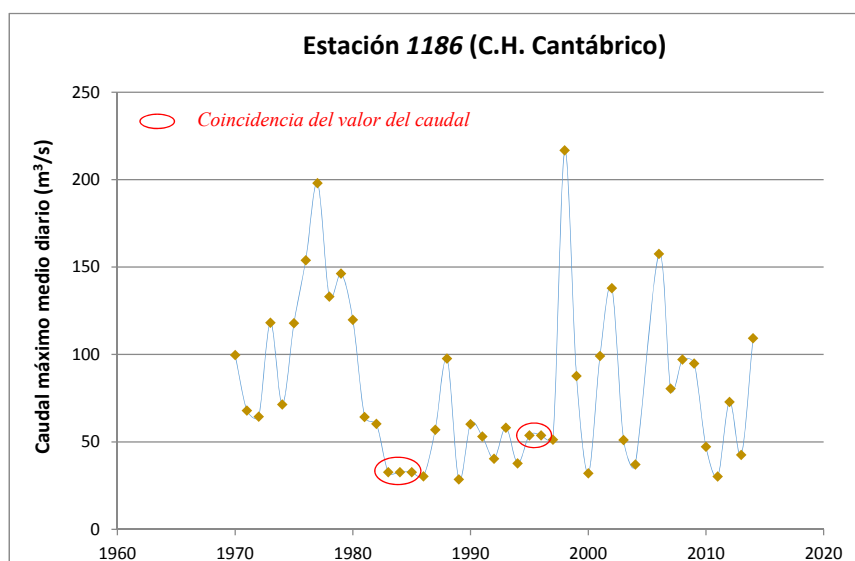


Figura 35. Caudales máximos medios diarios de la estación 1186: indicios de falta de aleatoriedad

Con objeto de esclarecer esta aparente falta de aleatoriedad puntual, se contactó con el Servicio de Hidrología de las Confederaciones Hidrológicas competentes para indicarles aquellas estaciones y fechas en las que se producían tales anomalías. Dicha identificación animó a las propias Confederaciones a indagar internamente sobre el asunto, transmitiendo vía mail las siguientes reflexiones:

“... las posibles incidencias en los registros se deben tanto a la metodología de medición como a la propia historia de cada estación. Para los casos indicados, los niveles diarios eran obtenidos a partir de lecturas manuales de la escala, lo que en situaciones de crecida podía provocar medidas poco precisas debido a las fuertes fluctuaciones de la lámina de agua. Los caudales máximos de las fechas indicadas se vinculaban con los niveles máximos a través de una curva de gasto tabulada, por lo que si estos últimos son coincidentes a raíz de la modesta precisión de las mediciones, los caudales asociados de la tabla también lo serán...”

Así pues, si bien el análisis de las anteriores reflexiones remitidas no alcanzaba a aclarar la causa exacta de las anomalías detectadas, sí aportaba interés el hecho de que las lecturas asociadas a todos los valores cuestionados se correspondieran a tiempos en los que las medidas eran tomadas manualmente. No resulta descartable por tanto que el nivel de agua de algún año fuera ajustado tomando como referencia el año anterior, quizá utilizando el lector su propia experiencia y las observaciones de campo realizadas al no haber podido medir in situ la avenida en cuestión. Fuera como fuese, a priori estos datos no han sido descartados de las series, si bien sí se ha considerado esta incertidumbre como una variable más a tener en cuenta en el análisis global de la calidad de las series correspondientes.

➤ **Falta de homogeneidad**

En algunos casos, el análisis exploratorio de datos puede llegar a arrojar ciertos indicios sobre la falta de homogeneidad de los registros analizados, tal y como ocurre en series en las que la dispersión de los datos varía progresivamente con el tiempo. En la **Figura 36** se muestra un ejemplo de ello correspondiente con la estación de aforos 1621 ubicada en la cuenca alta del río Miño (provincia de Lugo, Galicia).

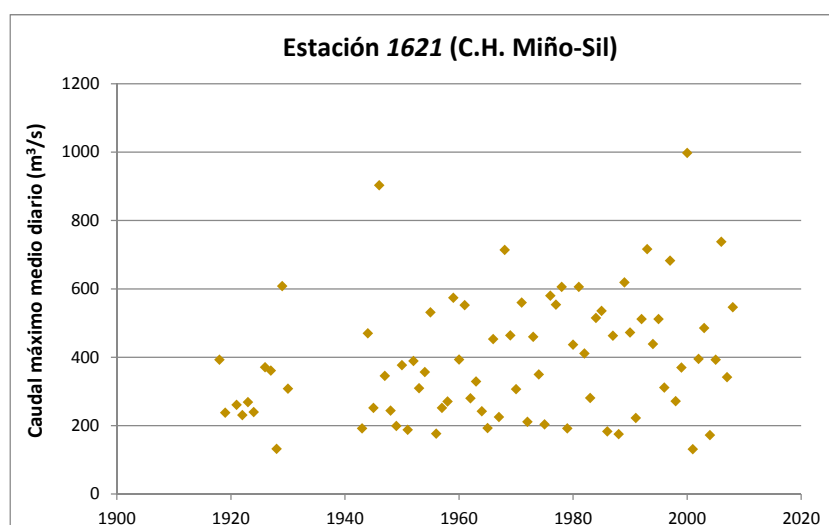


Figura 36. Caudales máximos medios diarios de la estación 1621: indicios de falta de homogeneidad

➤ **Falta de estacionariedad por saltos**

La presencia de saltos en las medias/medianas entre diferentes periodos de registro introduce una falta de estacionariedad en las series de datos, cuya significancia estadística puede suponer un problema para ajustar la serie completa a una única función de distribución de frecuencias. Bajo este contexto, resulta importante intentar aclarar las causas a las cuales podría responder el salto, con objeto de determinar si la serie resulta parcialmente aprovechable o, por el contrario, es recomendable desechar la serie completa atendiendo a la incertidumbre asociada a su calidad.

En la mayoría de los casos, el análisis exploratorio de datos permite detectar este tipo de anomalías con relativa facilidad, apoyando sus resultados en posteriores test estadísticos mediante los cuales se cuantifica su significancia. En la siguiente **Figura 37** se muestra un ejemplo de la aparente presencia de un salto en la media correspondiente con los registros 1960-1981 y 1982-2014 del punto de aforo ubicado en el embalse de Prada (río Xares, C.H. Miño-Sil), salto que se muestra coherente con los resultados derivados del balance de masas realizado y del cual se derivaba una dudosa fiabilidad de las medidas tomadas durante el periodo 1960-1981.

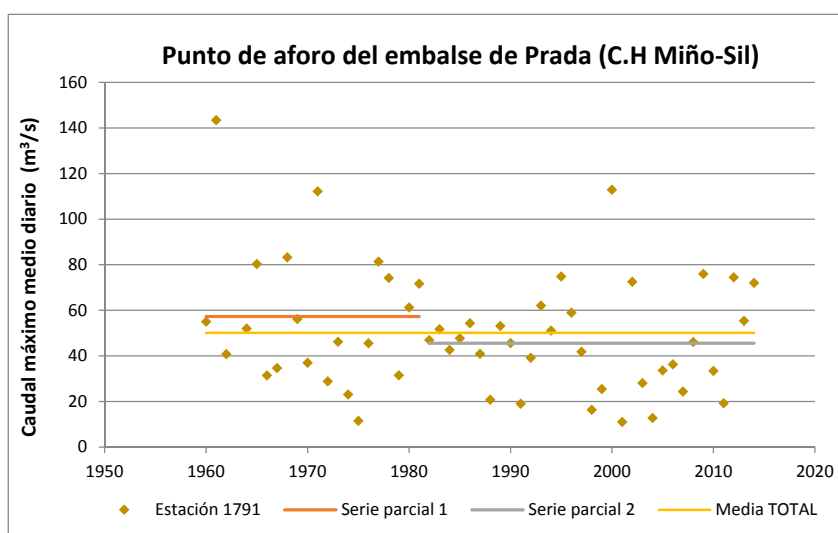


Figura 37. Caudales máximos medios diarios del punto de aforo del embalse de Prada: indicios de falta estacionariedad por salto en la media

Asimismo, el análisis exploratorio de datos resulta una herramienta muy útil para detectar incongruencias entre periodos de registros discontinuos que, mediante técnicas estrictamente estadísticas, podrían pasar desapercibidas. Ejemplo de ello resultan los registros de la estación 1378 mostrados en la siguiente **Figura 38**, en donde se puede observar la gran disparidad existente entre los valores de los registros de principios de siglo y los asociados al periodo moderno. De esta manera, el análisis gráfico ha permitido detectar esta incongruencia y así excluir de la serie los datos correspondientes al primer periodo de medidas, datos que habrían desvirtuado las características estadísticas de la serie en caso de que la discrepancia entre periodos hubiera pasado desapercibida.

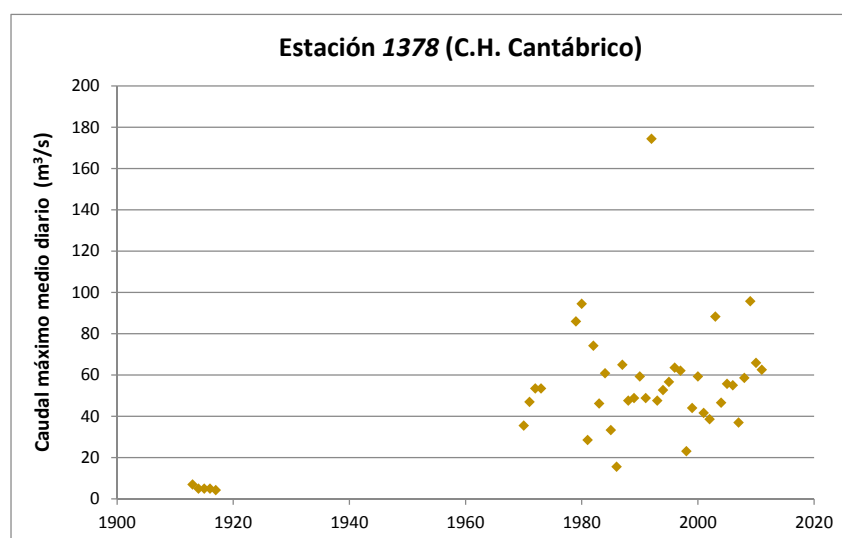


Figura 38. Caudales máximos medios diarios de la estación 1378: indicios de falta de estacionariedad

➤ *Falta de estacionariedad por tendencias*

Las variaciones graduales provocadas por los cambios climáticos y la modificación de los usos del suelo de las cuencas pueden llegar a producir tendencias significativas en los datos de caudal máximo anual. A título de ejemplo, en la siguiente **Figura 39** se puede observar la tendencia descendente mostrada por los datos de la estación nival asociada al embalse de Chandrexa de Queixa, ubicada en las montañas orensanas del parque natural de O Invernadeiro. Adicionalmente parece esbozarse una cierta variación cíclica presentada por la media móvil de los 10 años, cuya significancia estadística derivada de la posible autocorrelación entre registros no ha resultado relevante según los tests de hipótesis estadísticas aplicados (ver apartado 5.2.2).

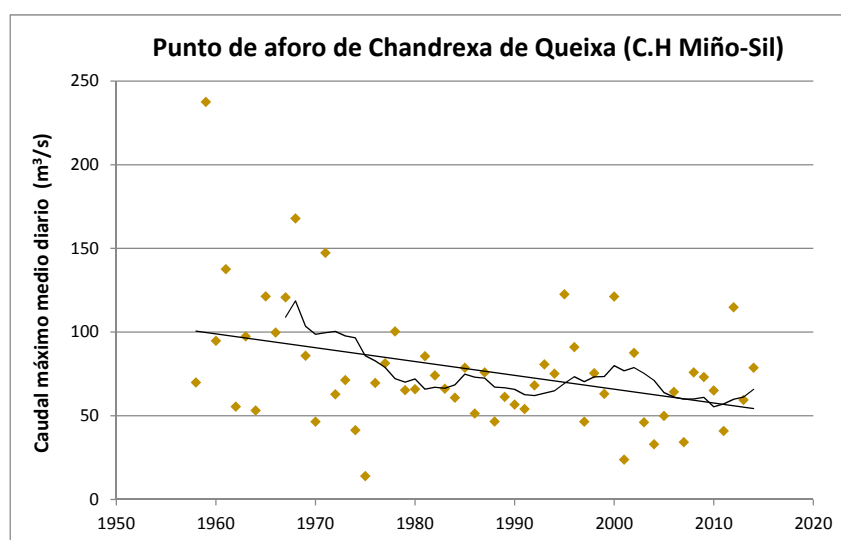


Figura 39. Caudales máximos medios diarios del punto de aforo del embalse de Chandrexa de Queixa: indicios de falta de estacionariedad por tendencias

A escala regional, esta tendencia descendente no se ve reflejada en los registros del resto de estaciones de aforos localizadas en el parque natural de O Invernadeiro, si bien es cierto que la menor longitud de esas series podría estar provocando que la tendencia existente se viera atenuada. De hecho así ocurre cuando se analizan los últimos 40 años de datos de la estación de Chandrexa de Queixa, serie truncada bajo la cual se pierde la significancia asociada a la tendencia anteriormente mostrada en la **Figura 39**.

Por otro lado, siempre es importante tener presente que las tendencias observadas en ciertas series que presentan una escasa longitud de registros podrían venir derivadas de la mera aleatoriedad del propio clima y no de un cambio sistemático de las características físicas o climáticas de sus cuencas. Esta casuística parecería estar dándose en las estaciones guipuzcoanas del País Vasco que cuentan con menos de 20 años de registros, ya que en todas ellas se observa una tendencia ascendente generalizada que sin embargo no aparece en otras estaciones vecinas en las que se cuenta con más de 28 años de datos.

A título ilustrativo, en las siguientes **Figuras 40(a)** y **40(b)** se muestra una comparativa entre las estaciones *A3Z1* y *A2Z1*, presentando la primera una marcada tendencia ascendente con 19 años de datos que sin embargo no aparece en la segunda estación con 29 años de datos. En este sentido resulta interesante observar la análoga configuración de los registros asociados al periodo común 1995-2015, pudiéndose ver que la estación *A2Z1* precisamente no arroja tendencias debido a los registros adicionales con los que cuenta correspondientes a años anteriores a 1995.

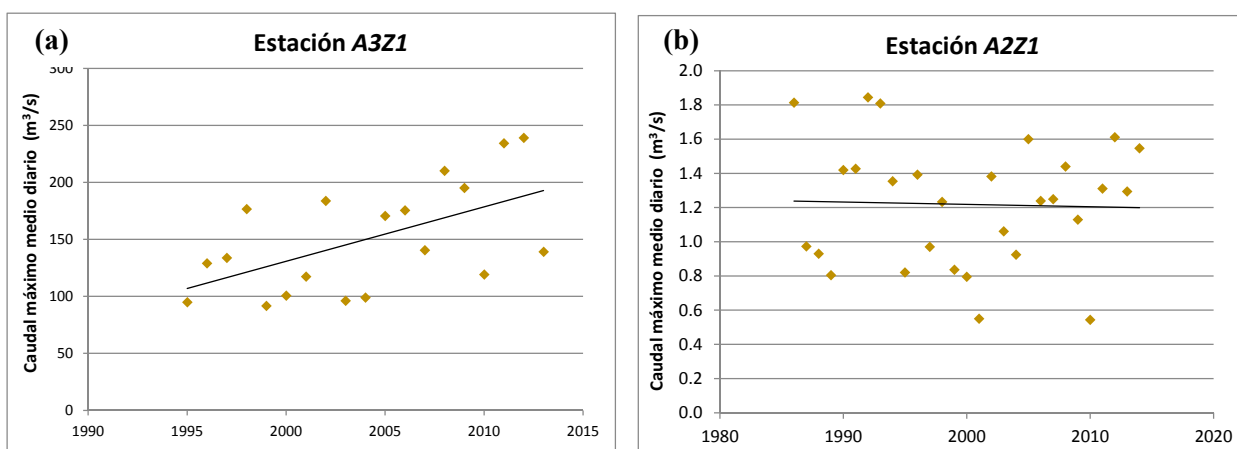


Figura 40. Caudales máximos medios diarios registrados en las estaciones *A3Z1* y *A2Z1*: (a) tendencia posiblemente no-sistemática en *A3Z1*, derivada de su reducida longitud de registros y (b) ausencia de tendencia en *A2Z1*.

Esta última clase de tendencias, aparentemente vinculadas a la mera aleatoriedad de las series de pequeña longitud, conduce a evocar la incertidumbre asociada a la representatividad estadística de las series cuya longitud de registros resulta apreciablemente inferior a los 30 años, aspecto que ha sido tratado como una variable más a tener en cuenta en el análisis global de la calidad de las series de caudales máximos medios diarios.

5.2.1.2 Análisis comparativo entre estaciones cercanas

Con objeto de evaluar la consistencia de las series de partida y poder profundizar en el entendimiento de las anomalías derivadas del análisis individualizado anteriormente realizado, se han llevado a cabo análisis comparativos entre puntos de aforo cercanos sobre los que cabría esperar cierta correlación teniendo en cuenta su proximidad geográfica. Dentro de dicha comparativa se han analizado los siguientes aspectos:

- Sincronismo de los registros de caudal máximo medio diario anual
- Correlación entre los registros de caudal máximo medio diario anual
- Curvas de doble masa entre los registros de caudal máximo medio diario anual
- Sincronismo de los registros de caudal medio diario

A título ilustrativo se muestra a continuación la comparativa realizada entre las estaciones de aforo de *Vilasouto* y *1626* del Miño-Sil, cuyo buen sincronismo y correlación aportan una relevante fiabilidad de las series de registros de ambas estaciones.

En este sentido, en la siguiente **Figura 41(a)** se puede ver la consistencia arrojada por el aceptable sincronismo presentado por los caudales máximos medios diarios de ambas estaciones, cuya diferencia porcentual entre sus caudales máximos registrados resulta en cualquier caso relativamente variable según el año de registro considerado, tal y como refleja el gráfico de correlación lineal presentado en la **Figura 41(b)**.

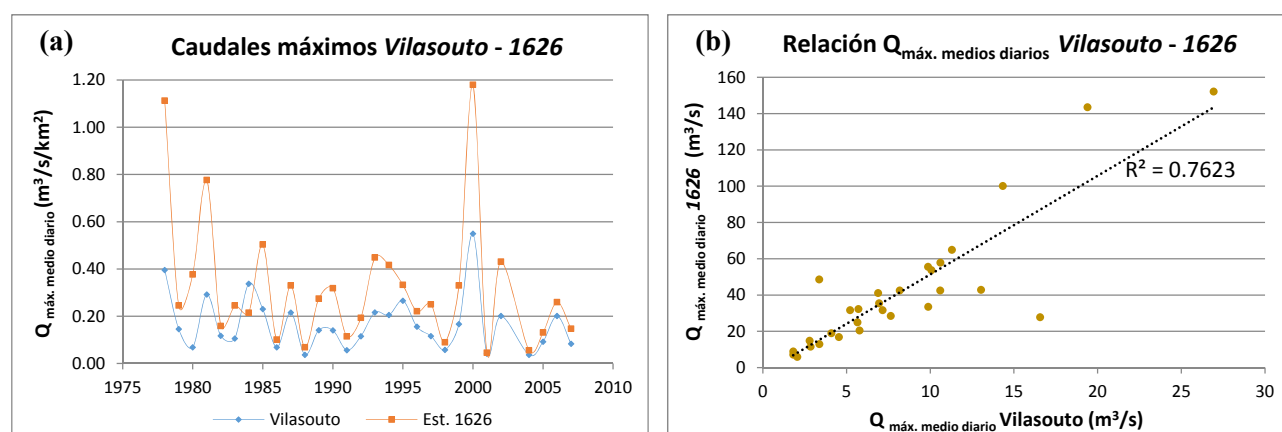


Figura 41. (a) Análisis de sincronismo entre caudales máximos medios diarios de las estaciones 1626 y Vilasouto. (b) Relación lineal entre los caudales anuales máximos medios diarios de las estaciones 1626 y Vilasouto.

Adicionalmente, en la siguiente **Figura 42** se muestran los resultados del análisis de doble masa realizado para estas dos estaciones de *Vilasouto* y *1626*, en donde se puede observar cómo los caudales acumulados tienden a concentrarse alrededor de una línea recta bastante marcada, indicativo de la aceptable consistencia de los datos.

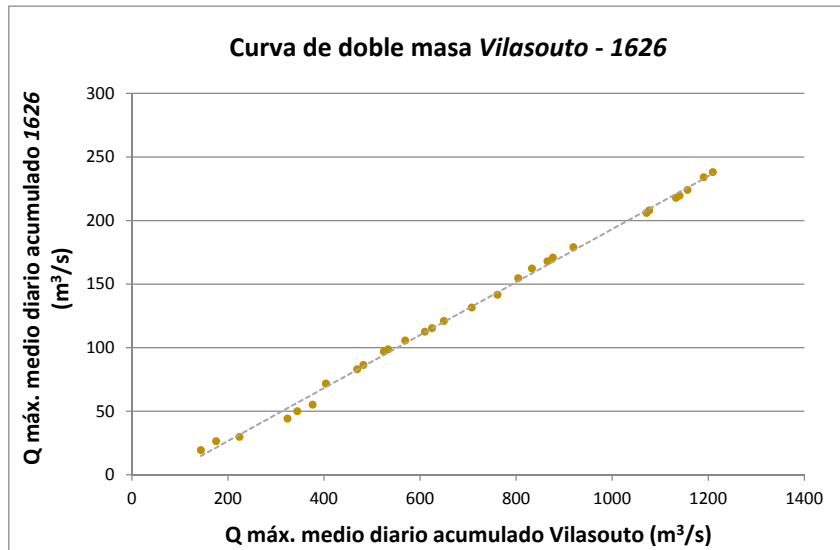


Figura 42. Análisis de doble masa entre los caudales máximos medios diarios de las estaciones 1626 y Vilasouto.

En última instancia también se analizó el sincronismo presentado por los caudales medios diarios de ambas estaciones, con el principal objetivo de confirmar la fiabilidad de los caudales de aportación calculados para el embalse de Vilasouto mediante el balance de masas previamente realizado.

En las siguientes **Figuras 43(a), 43(b) y 43(c)** se muestra la evolución de los caudales medios diarios registrados en ambas estaciones para los periodos 1978/1979-1987/1988, 1988/1989-1997/1998 y 1998/1999-2007/2008 respectivamente, pudiéndose observar el aceptable sincronismo presentado por las dos series de datos.

Dicha consistencia ha permitido constatar la fiabilidad de los caudales máximos anuales de la estación de aforos asociada al embalse de Vilasouto, lo cual resultaba necesario realizar teniendo en cuenta que, aunque de forma puntual y para el periodo estacional de aguas bajas, algunos de los caudales de aportación diaria que habían sido calculados mediante el balance de masas habían llegado a arrojar valores negativos que, pese a su baja cuantía, introducían ciertas dudas sobre la fiabilidad de las aportaciones calculadas.

A efectos de presentar el análisis gráfico a una escala adecuada que permita distinguir claramente la consistencia citada, se han eliminado del análisis gráfico los valores de signo negativo de la estación de Vilasouto, si bien su ubicación puede ser identificada mediante el truncamiento horizontal que se produce en el periodo estacional de aguas bajas para ciertos años de la serie.

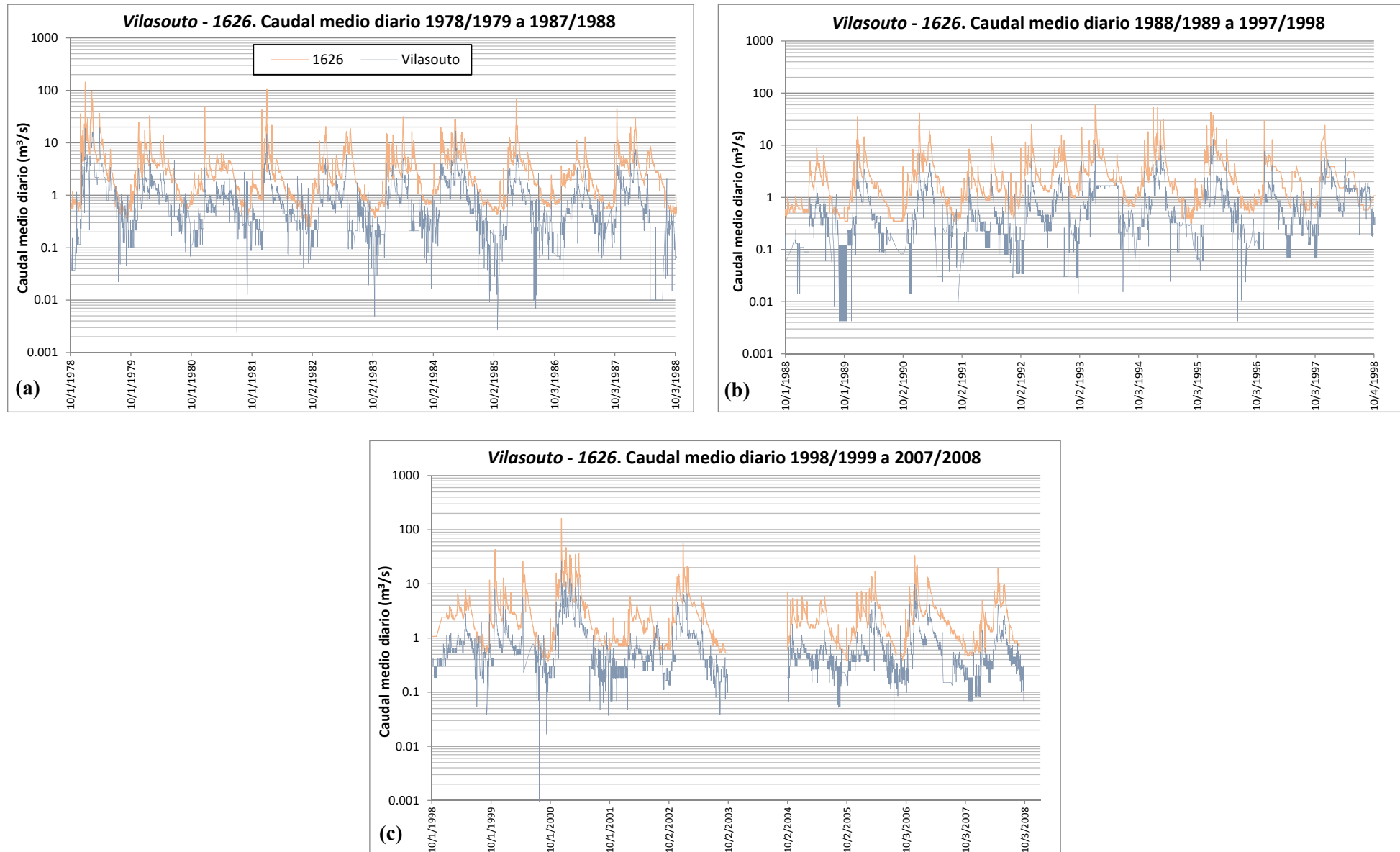


Figura 43. Análisis de sincronismo de caudales medios diarios entre *Vilasouto* y 1626: (a) 1978/1979 a 1987/1988; (b) 1988/1989 a 1997/1998; (c) 1998/1999 a 2007/2008

5.2.1.3 Correlación entre el caudal máximo promedio anual y el área de cuenca

Como último análisis relativo a las técnicas AED se ha evaluado la correlación existente entre el promedio anual de la serie de caudales máximos medios diarios y la correspondiente área de cuenca de las 133 estaciones preseleccionadas. Este análisis ha sido realizado dividiendo la zona en estudio en cuatro regiones de evaluación asociadas a Galicia Costa, la Confederación Hidrográfica del Miño-Sil, la zona occidental de la Confederación Hidrográfica del Cantábrico y la zona oriental de esta misma última Confederación.

➤ *Región de Galicia Costa*

Tal y como se puede observar en la siguiente **Figura 44** a continuación adjunta, la región de Galicia Costa presenta una correlación relativamente aceptable entre el promedio anual de las series de caudales máximos medios diarios y las correspondientes áreas de cuenca, alcanzándose un valor del coeficiente de determinación R^2 de 0.66.

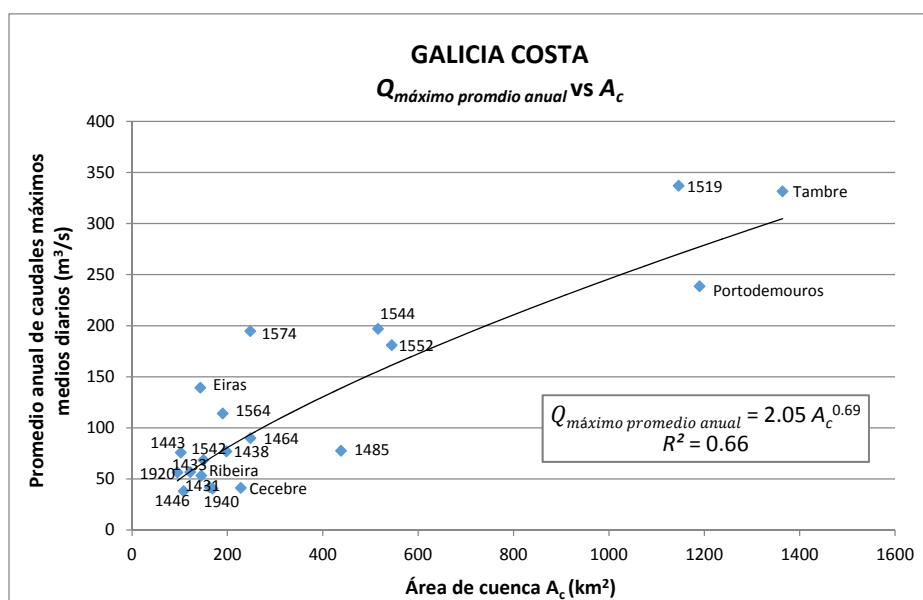


Figura 44. Análisis de correlación $Q_{\text{máximo promedio anual}}$ vs A_c para las estaciones de Galicia Costa

No obstante y pese al aceptable coeficiente de determinación de la relación global encontrada, en la **Figura 44** se puede observar el apreciable desvío mostrado por alguna de las estaciones de la región de Galicia Costa, aspecto que ha sido evaluado cualitativamente en base a las características fisiográficas y climáticas de las cuencas de cierre asociadas.

En este sentido, el régimen pluviométrico de la región parece apuntar a que las desviaciones superiores mostradas por las estaciones *1574*, *Eiras*, *1519* y *Tambre* podrían ser explicadas por la mayor cuantía de las precipitaciones que acaecen en sus correspondientes cuencas de cierre, tal y como se puede observar en las siguientes **Figuras 45(a)** y **45(b)**. Bajo esta misma línea de análisis, las desviaciones inferiores mostradas por las estaciones *1485* y *Cecebre* parecen estar respondiendo a la baja cuantía de las precipitaciones que se dan en sus respectivas cuencas de captación.

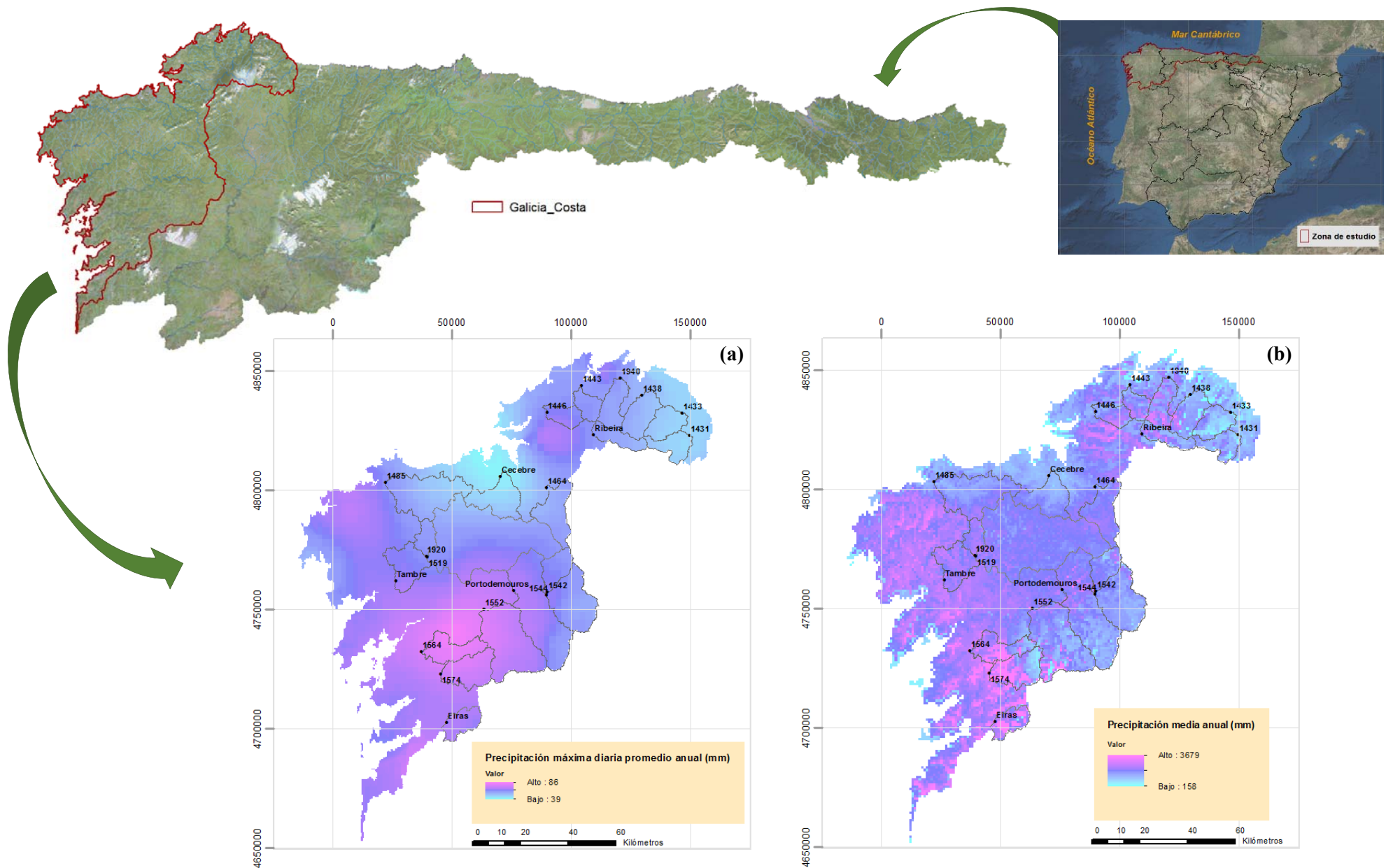


Figura 45. Regímenes pluviométricos de Galicia Costa: (a) Precipitación máxima diaria promedio anual; (b) Precipitación media anual periodo 1940/1941-2005/2006

Particular mención merece la estación 1552, ya que pese a la importante precipitación máxima diaria que se da en su cuenca de cierre, su caudal máximo anual promedio no presenta una desviación muy relevante respecto a la tendencia general del conjunto de datos. No obstante, parece razonable pensar que la moderada precipitación media anual que se da en esta cuenca, unida a unos valores ordinarios del umbral medio de escorrentía y la evapotranspiración potencial, conduce a unas condiciones de humedad del terreno moderadas que ayudan a contener la cuantía de sus avenidas máximas anuales.

Por otro lado, el análisis de la **Figura 44** arroja ciertos indicios de inconsistencias entre la posición gráfica de las estaciones 1544 y *Portodemouros*, ya que tratándose de cuencas superpuestas en las que se da una mayor cuantía de precipitación media anual y precipitación máxima diaria anual para la cuenca de *Portodemouros*, llama la atención que la estación 1544 se desvíe por encima de la curva de tendencia mientras que *Portodemouros* lo haga por debajo. Se da además la anómala situación de que el caudal máximo medio anual de la estación 1544 resulte superior al de la cercana estación 1552, pese a que la cuenca de cierre de esta última estación presenta una apreciable mayor cantidad de precipitaciones máximas diarias, con un área de captación similar a la de la cuenca de 1544. Todo ello manifiesta una baja fiabilidad de los registros de caudal máximo anual de la estación 1544, cuyas dudosas cuantías llegan incluso en algunos años a resultar más elevadas que las de los registros de la estación de *Portodemouros*, pese a encontrarse esta última estación aguas abajo de la 1544. Tal inconsistencia hidrológica se muestra gráficamente en la **Figura 46(a)**, en donde se puede observar cómo los caudales máximos de 4 de los 22 años en los que solapan los registros de ambas estaciones extrañamente presentan una menor cuantía en la estación de *Portodemouros*.

Por otro lado y tal y como se muestra en la **Figura 46(b)**, tal tipo de inconsistencia entre estaciones situadas en diferentes secciones de un mismo río también ha sido detectada entre los registros de las estaciones 1519 y *Tambre*, aspecto que apunta a una falta de precisión de los caudales máximos registrados en la estación 1519 teniendo en cuenta que dicha estación, dada de baja en el año 2000, presenta un caudal máximo promedio anual excesivamente elevado respecto al resto de estaciones de Galicia Costa (ver **Figura 44**).

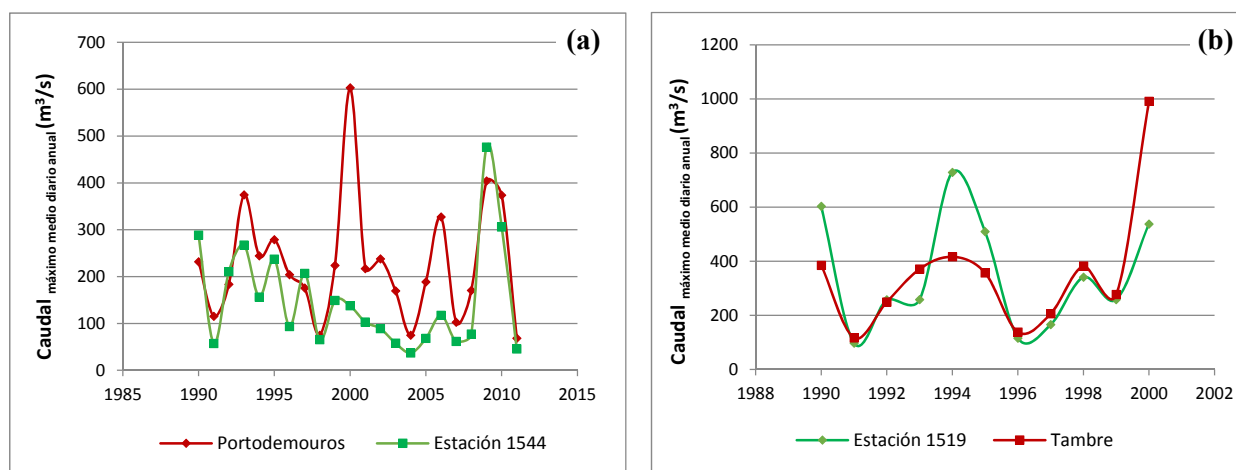


Figura 46. Inconsistencias entre estaciones situadas a lo largo de un mismo río (a) 1544 vs. Portodemouros. (b) 1519 vs. Tambre

El resto de cuencas preseleccionadas de la región de Galicia Costa se distribuyen por el gráfico de correlación de la **Figura 44** mediante una nube de puntos sin gran dispersión, contenida entre los 95-250 km² y los 40-100 m³/s.

➤ **Región de la Confederación Hidrográfica del Miño-Sil**

A priori, la región del Miño-Sil no muestra una correlación demasiado buena entre el promedio anual de las series de caudales máximos medios diarios y las correspondientes áreas de cuenca, obteniéndose importantes desviaciones respecto a la línea global de tendencia como se puede observar en la siguiente **Figura 47**.

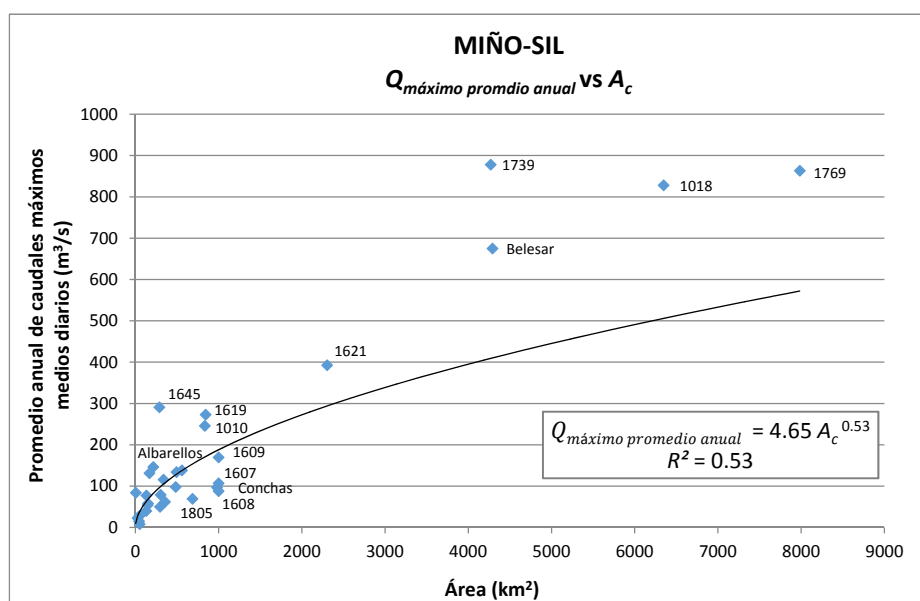


Figura 47. Análisis de correlación $Q_{\text{máximo promedio anual}}$ vs A_c para las estaciones del Miño-Sil

No obstante, el análisis complementario de la anterior **Figura 47** junto con la morfología de las cuencas y el régimen pluviométrico de la región ha permitido identificar ciertas estaciones cuyos caudales máximos presentan una particularidad hidrológica justificada, o bien una dudosa fiabilidad de sus datos. De esta manera, se han encontrado las siguientes anomalías a destacar:

- En primer lugar, cabe argumentar que los datos del embalse de Campañana no resultan suficientemente fiables, ya que con un área de cuenca de apenas 4 km² presenta un caudal máximo promedio muy elevado (84,23 m³/s). Como se puede observar en las siguientes **Figuras 48(a)** y **48(b)**, esto resulta incoherente con el régimen pluviométrico de la zona, cuyas moderadas precipitaciones de la zona asociada a la cuenca de captación de Campañana resaltan la inconsistencia del caudal máximo promedio de esta estación.

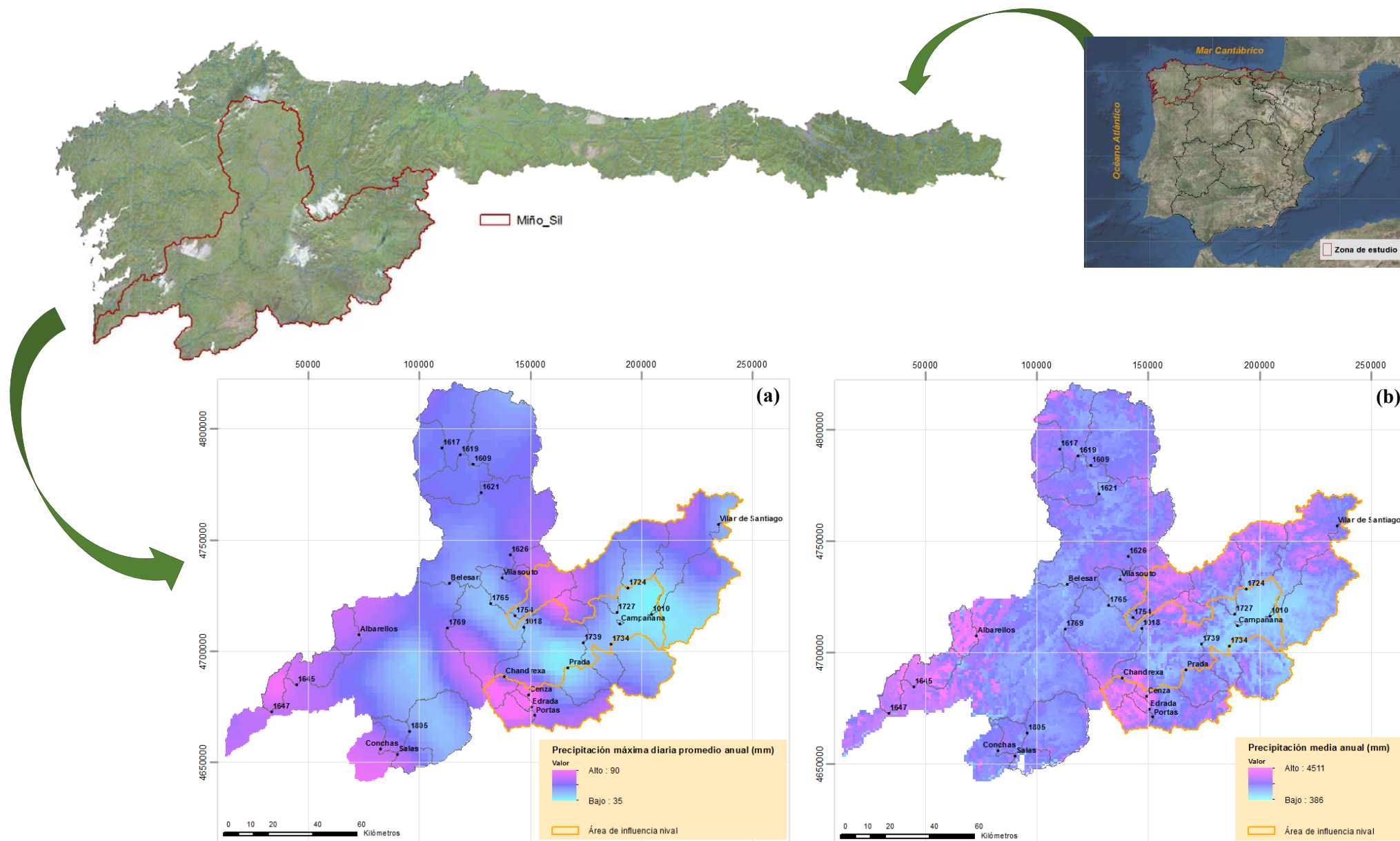


Figura 48. Regímenes pluviométricos del Miño-Sil: (a) Precipitación máxima diaria promedio anual; (b) Precipitación media anual del periodo 1940/1941-2005/2006

- Por otro lado, la excesiva desviación mostrada por la estación 1739 plantea la posible falta de representatividad de unos registros que fueron tomados en la primera mitad del siglo XX, ya que con un área de cuenca y una esorrentía total anual del mismo orden de magnitud que la de la cuenca de Belesar muestra un caudal máximo promedio anual bastante mayor. En este sentido, si bien es cierto que la influencia nival sobre la cuenca de la estación 1739 podría justificar parte de la desviación encontrada, su excesiva cuantía parece apuntar a que la antigüedad de sus registros describe un régimen de avenidas que no resulta representativo del régimen actual.
- Adicionalmente cabe resaltar la desviación de las estaciones 1607 y 1608 por debajo de la curva de tendencia global del resto de estaciones, desviación que encuentra su explicación en el hecho de que ambas estaciones se ubiquen en dos diferentes ramales de una misma sección transversal del río Miño a la cual drena una única superficie hidrológica de captación.
- Finalmente, el análisis de la morfología de la zona permite encontrar una explicación a las importantes desviaciones mostradas por los puntos de aforo 1805 y Conchas, ya que en sus cuencas de captación se localiza la extensa llanura asociada a la laguna de Antela bajo cuyo poder de laminación se justifica la merma mostrada por los caudales máximos promedio de ambos puntos de aforo. En la siguiente **Figura 49** se muestra el modelo digital del terreno de la región del Miño-Sil, en donde se puede observar el gran porcentaje del área de captación de las cuencas de Conchas y 1805 que queda influenciado por la Laguna de Antela.

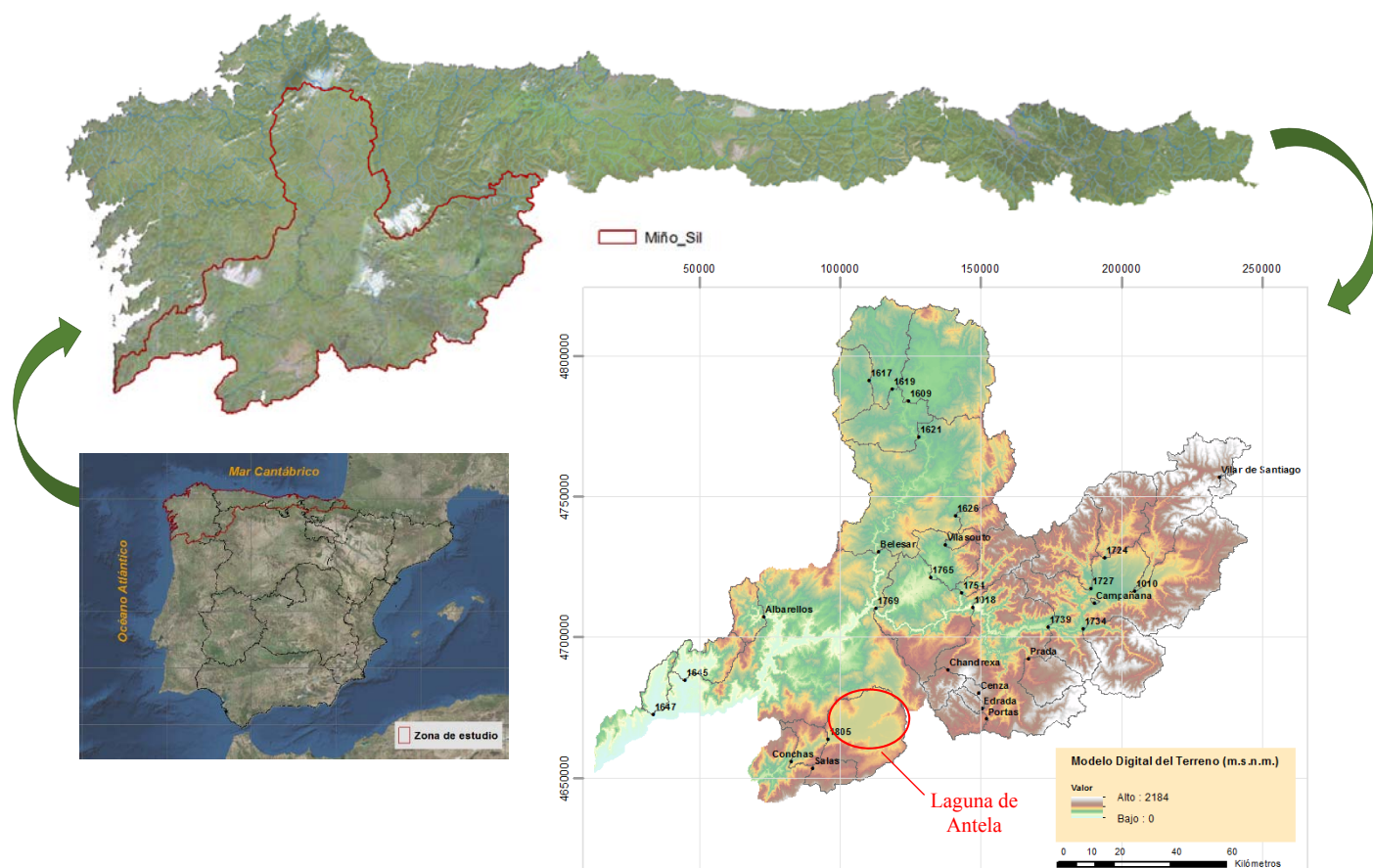


Figura 49. Localización de la Laguna de Antela sobre las cuencas de captación 1805 y Conchas

Así por tanto y en base a los cuatro puntos anteriormente discutidos, las estaciones de *Campanãana*, 1739, 1607, 1608, 1805 y *Conchas* han sido apartadas del análisis de correlación de la región del Miño-Sil, obteniéndose la relación actualizada que se presenta en la siguiente **Figura 50**.

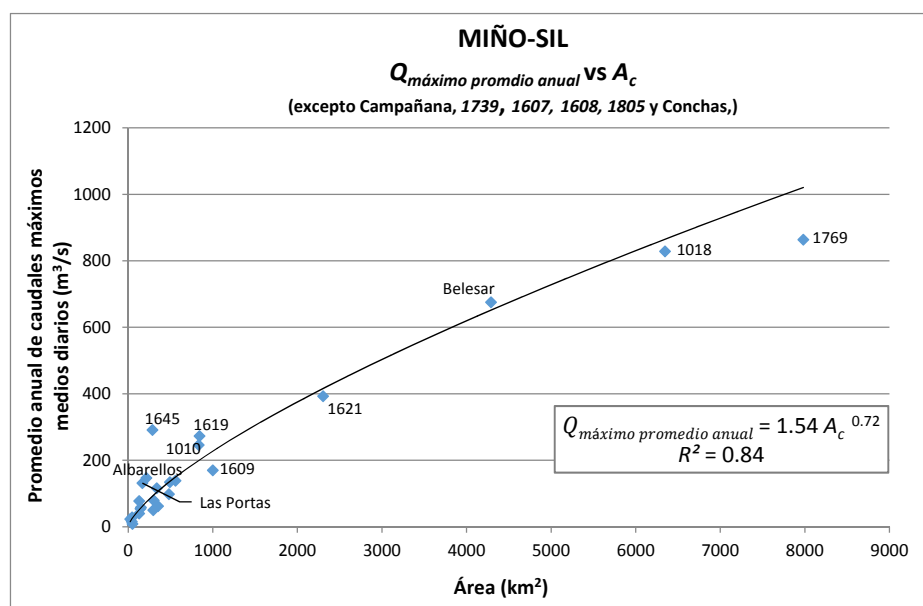


Figura 50. Análisis de correlación $Q_{\text{máximo promedio anual}}$ vs A_c en la zona del Miño-Sil, excluyendo las estaciones de *Campanãana*, 1739, 1607, 1608, 1805 y *Conchas*.

De este modo se puede ver cómo la exclusión de las 6 estaciones anteriormente indicadas produce una sustancial mejora de relación $Q_{\text{máximo promedio anual}}$ vs A_c para la región del Miño-Sil, obteniéndose un coeficiente R^2 actualizado de 0.84. Cabe indicar además que tanto las desviaciones mostradas por encima de la curva de tendencia actualizada (estaciones 1645, 1010, 1619, Albarelllos y Las Portas), como las mostradas por debajo de la misma (estaciones 1609 y 1769), resultan coherentes con la distribución espacial de las precipitaciones máximas diaria y las precipitaciones medias anuales de la región del Miño-Sil, tal y como se puede observar en las **Figuras 48(a)** y **48(b)** anteriormente presentadas.

➤ *Región occidental y oriental de la Confederación Hidrográfica del Cantábrico*

Atendiendo a la división regional sugerida por el Mapa de Caudales Máximos de la España Peninsular (CEDEX, 2011), la superficie geográfica asociada a la Confederación Hidrográfica del Cantábrico ha sido dividida en dos áreas de análisis localizadas entre las longitudes geográficas $7^{\circ}17'W - 4^{\circ}13'W$ (región 12 del CAUMAX) y $4^{\circ}13'W - 1^{\circ}9'W$ (región 13 del CAUMAX).

Para la zona occidental, correspondiente con la región 12 del CAUMAX, el análisis exploratorio de los caudales máximos anuales promedio frente a las áreas de cuenca ha mostrado una correlación relativamente aceptable, tal y como se puede observar en la siguiente **Figura 51**.

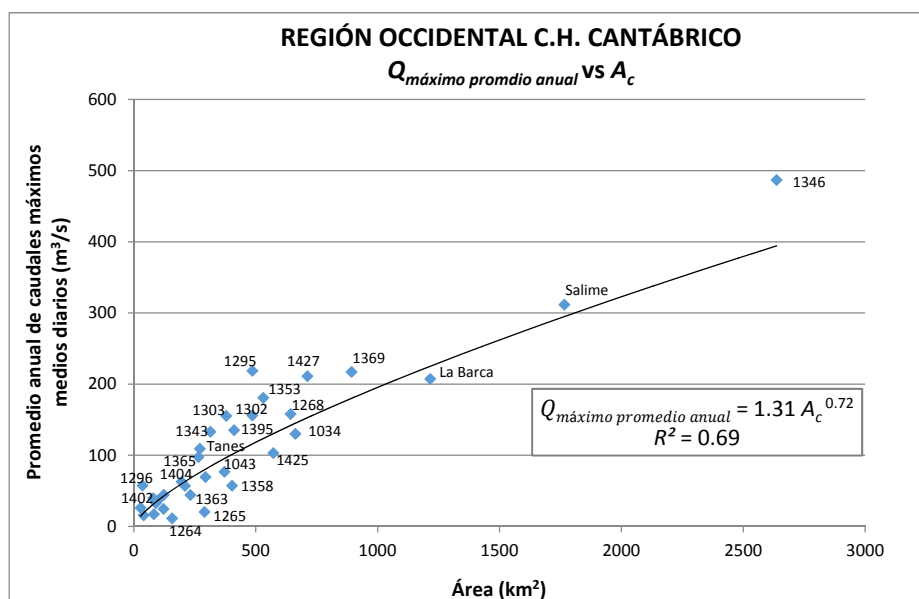


Figura 51. Análisis de correlación $Q_{\text{máximo promedio anual}}$ vs A_c en la zona occidental del Cantábrico

En líneas generales, las desviaciones mostradas por determinadas estaciones de aforo respecto a la línea de tendencia global de la región occidental del Cantábrico resultan coherentes con la distribución espacial de las precipitaciones, así como con la tipología pluvial o nivel de sus cuencas asociadas. Esto se puede observar en las **Figuras 52(a) y 52(b)** en base a las cuales se han contrastado los siguientes aspectos:

- Los puntos de aforo 1295, 1296, Tanes, 1365 y 1353 se posicionan claramente por encima de la curva de tendencia global, tratándose de cuencas de tipología nival en las que se presenta una elevada precipitación media anual y máxima diaria anual.
- Bastante más leve resulta la desviación superior mostrada por Salime, 1402 y 1404, ya que aun tratándose de cuencas de tipología nival con una alta precipitación media anual, no cuentan con lluvias máximas tan elevadas como las de las 5 cuencas indicadas en el punto anterior.
- La menor precipitación media anual y máxima diaria de las cuencas nivales 1264, 1265, 1358 y 1363, parecen justificar su desviación por debajo de la curva de tendencia de la **Figura 51**.
- El desvío superior de las estaciones pluviales 1427, 1343, 1302 y 1303 parece atribuible a las elevadas precipitaciones que se presentan en sus cuencas de cierre, mientras que la desviación inferior de 1043 guarda coherencia con la menor cuantía de precipitación de su cuenca.
- Finalmente cabe destacar el indicio de inconsistencia existente entre los datos de las estaciones 1425 y 1427, ya que tratándose de cuencas superpuestas de gran similitud hidrológica muestran desviaciones opuestas respecto a la tendencia global del conjunto de datos. En este sentido, el análisis global de las precipitaciones promedio de sus cuencas parece aportar una mayor consistencia a los datos de la estación 1427.

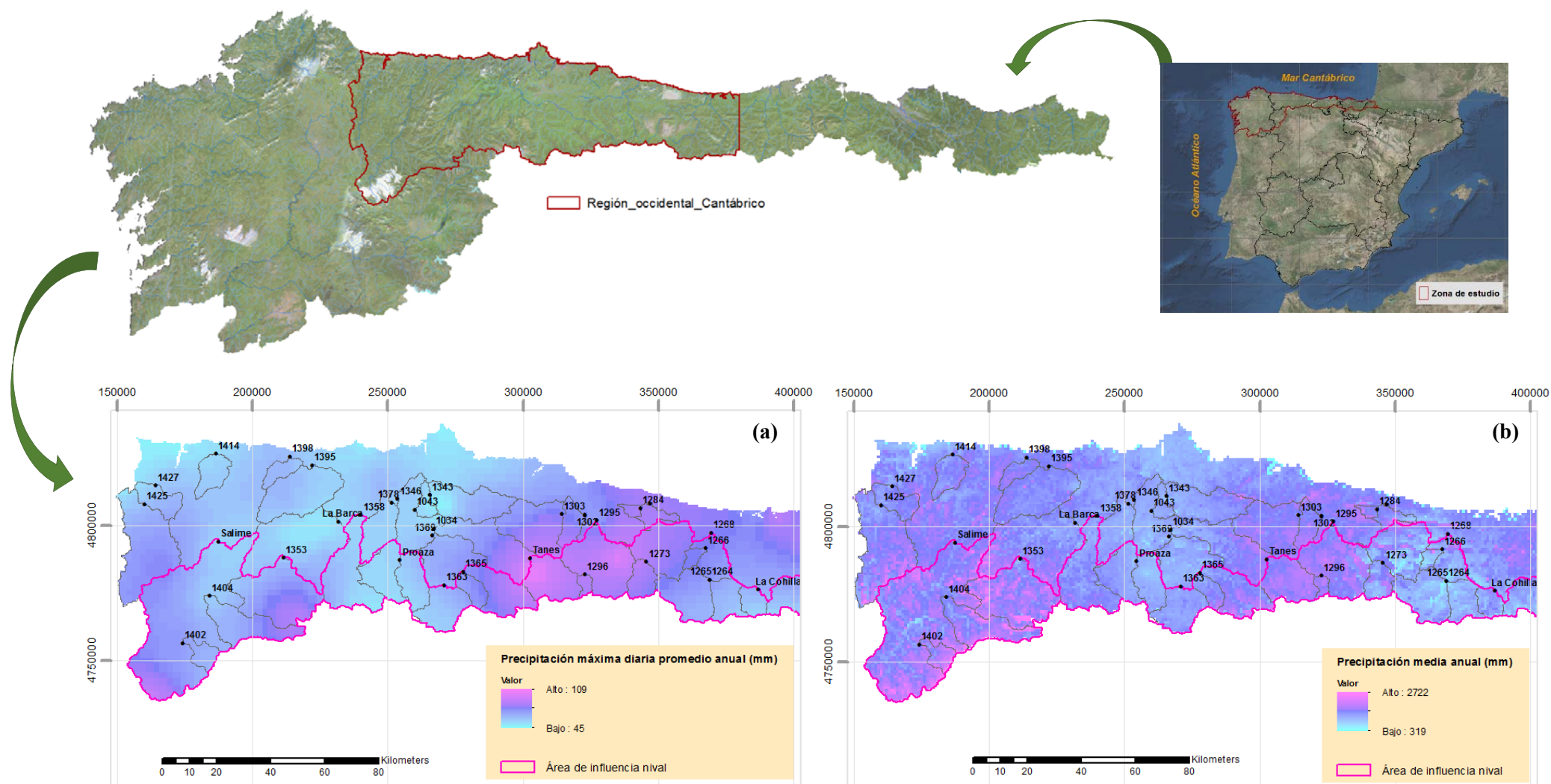


Figura 52. Regímenes pluviométricos de la región occidental del Cantábrico: (a) Precipitación máxima diaria promedio anual; (b) Precipitación media anual asociada al periodo 1940/1941-2005/2006.

Por otro lado, para la zona oriental de la Confederación Hidrográfica del Cantábrico se ha obtenido una correlación elevada entre los caudales máximos anuales promedio y las áreas de cuenca, tal y como se puede observar en la siguiente **Figura 53**.

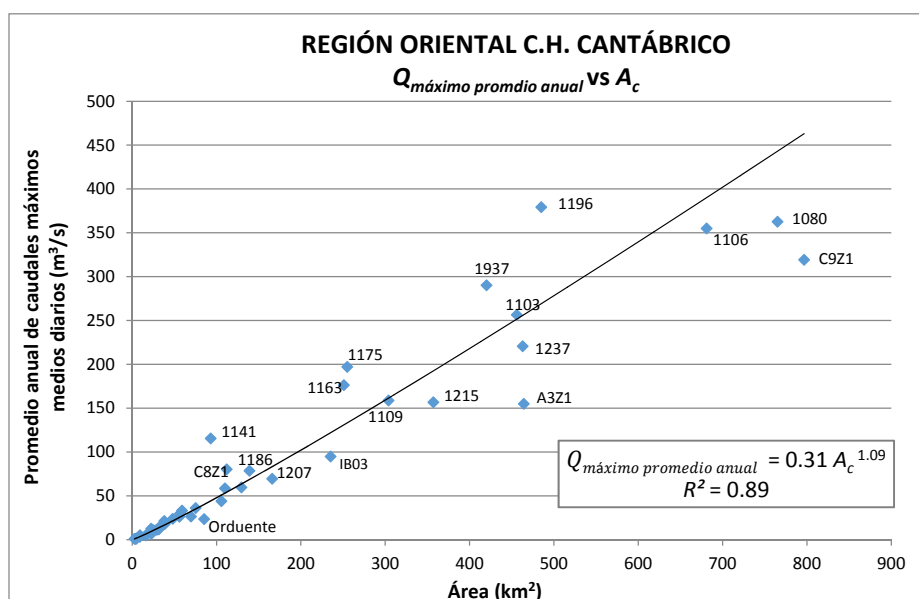


Figura 53. Análisis de correlación $Q_{\text{máximo promedio anual}}$ vs A_c en la zona oriental del Cantábrico

No obstante y pese al elevado coeficiente de determinación obtenido en esta región oriental del Cantábrico ($R^2=0.89$), existen algunas importantes desviaciones vinculadas a cuencas de más de 100 km^2 de superficie que no acaban de encontrar su justificación en los regímenes de precipitación que se ilustran en las **Figuras 54(a) y 54(b)** adjuntas más adelante.

Tal es el caso de las estaciones *1196*, *1215*, *C8Z1*, *1141*, *1207*, *1175* y *1163*, en las que se presentan desviaciones dispares respecto a la tendencia global del conjunto de datos pese a mostrar regímenes de precipitación parecidos. Esta dispersión aparentemente caótica se ha tenido en cuenta en el análisis global de la calidad de estas estaciones, a fin de concluir cuáles de ellas resultaban más fiables.

Asimismo aparecen indicios de inconsistencia entre los puntos de aforo *C9Z1*, *IB03* y *A3Z1*, cuyas características geométricas y regímenes de precipitación no justifican la acusada desviación que presentan por debajo de la curva de tendencia global. Para este caso en concreto, es probable que la reducida longitud de las series de dichas estaciones esté arrojando unas cuantías desvirtuadas de sus caudales máximos promedio.

Inconsistencias adicionales aparecen también entre los puntos de aforo *1237* y *1937*, ya que tratándose de cuencas superpuestas en las que la mayor cuantía de precipitación media afecta a la estación *1237*, ésta muestra una desviación por debajo de la curva de tendencia mientras que la estación *1937* se desvía por encima. Probablemente el hecho de que sus series de datos fueran registrados en periodos de tiempo distintos esté influyendo en tal desviación.

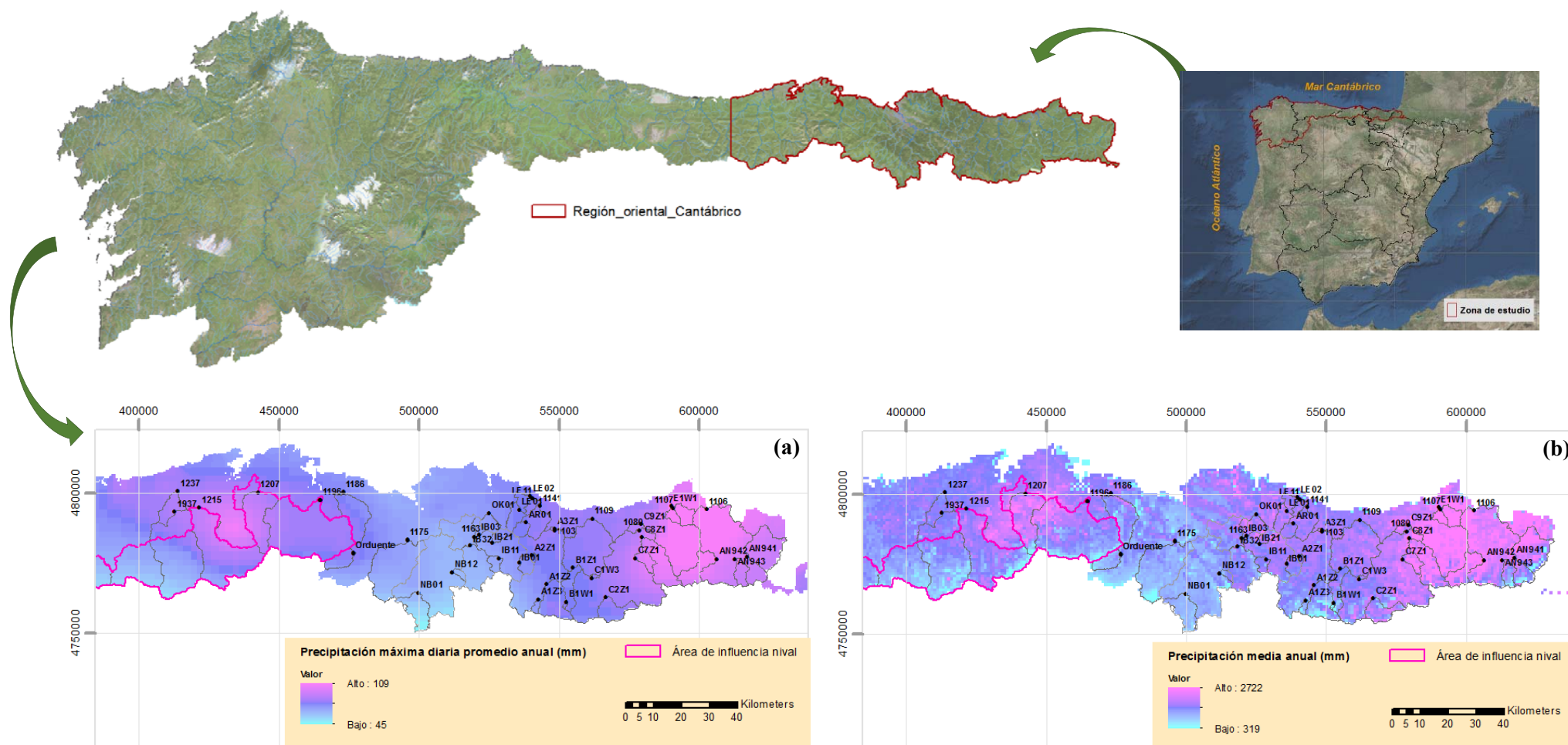


Figura 54. Regímenes pluviométricos de la región oriental del Cantábrico: (a) Precipitación máxima diaria promedio anual; (b) Precipitación media anual asociada al periodo 1940/1941-2005/2006

5.2.2 Test de hipótesis estadísticas

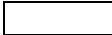



Con objeto de contrastar los resultados derivados del análisis exploratorio de datos de las series de caudal máximo medio diario de las 133 estaciones preseleccionadas, a continuación se ha aplicado el conjunto de pruebas estadísticas recomendadas por el Taller de Expertos de la Organización Mundial de Meteorología para la verificación de la calidad de las series hidrológicas (Kundzewicz and Robson, 2004), pruebas que se encuentran implementadas en el modelo TREND (Chiew and Siriwardena, 2005). A través de esta herramienta informática han sido evaluadas las siguientes suposiciones estadísticas tomadas como hipótesis nulas H_0 del análisis:

- a) No existen tendencias sistemáticas temporales.
- b) No hay diferencias entre las medias/medianas de dos períodos distintos de una misma serie.
- c) No existe correlación entre los datos de una misma serie.

Todas las pruebas aplicadas han sido analizadas mediante técnicas de re-muestreo por bootstrapping, a través de la generación de 10,000 muestras y la evaluación del 10%, 5% y 1% como niveles de referencia de la significancia α . Adicionalmente, para aquellos test en los que resultaba conceptualmente adecuado, se ha aplicado también la técnica estadística original sin re-muestreo, a fin de contrastar resultados.

Las pruebas de *Rank Sum* y *t de Student* han sido aplicadas dividiendo los registros en dos periodos de igual longitud, excepto en aquellas estaciones en las que resultaba aconsejable analizar el posible salto en la media/mediana entre periodos de diferente duración, bien por la presencia de importantes discontinuidades en los registros o bien por las anomalías previamente detectadas entre los caudales registrados en periodos contiguos de diferente longitud.

En el **Anexo 1** de la presente Tesis se muestra un resumen de los resultados derivados de la aplicación de las pruebas de tendencias de *Mann-Kendall*, *Spearman's Rho* y *Linear Regression*, las pruebas de diferencias en la media/mediana de *Cusum*, *Cumulative deviation*, *Worsley likelihood*, *Rank Sum* y *t de Student*, y las pruebas de independencia de *Median Crossing*, *Turning point*, *Rank Difference* y *Auto-Correlation*. Los niveles de significancia α obtenidos para cada una de las pruebas aplicadas a cada estación de aforos han sido identificados en la tabla de resultados del **Anexo 1** según la siguiente simbología:

	Nivel de significancia $\alpha > 10\%$ (muy pocos indicios contra la hipótesis nula H_0)
	$5\% < \alpha < 10\%$ (posibles indicios contra H_0)
	$1\% < \alpha < 5\%$ (fuertes indicios contra H_0)
	$\alpha < 1\%$ (indicios muy fuertes contra H_0)

Los valores numéricos presentados en la tabla de resultados del **Anexo 1** se corresponden con la aplicación de las diferentes pruebas estadísticas a las series completas de las estaciones, si bien en la última columna de la tabla, relativa a las conclusiones extraídas de la aplicación de las 12 pruebas, se incluye una descripción de cómo varían dichos valores al analizar subperiodos de la serie original.

De forma particular caben ser destacados los resultados asociados a las pruebas de tendencia de las 54 series originales con más de 30 años de datos, ya que suponen una fuente de información de gran interés para evaluar la posible falta de estacionariedad de las avenidas en la zona en estudio. En la **Figura 56** adjunta más adelante se muestra gráficamente la significancia estadística global de los indicios de tendencia obtenidos para cada una de dichas series, cuya distribución temporal se presenta en la siguiente **Figura 55**.

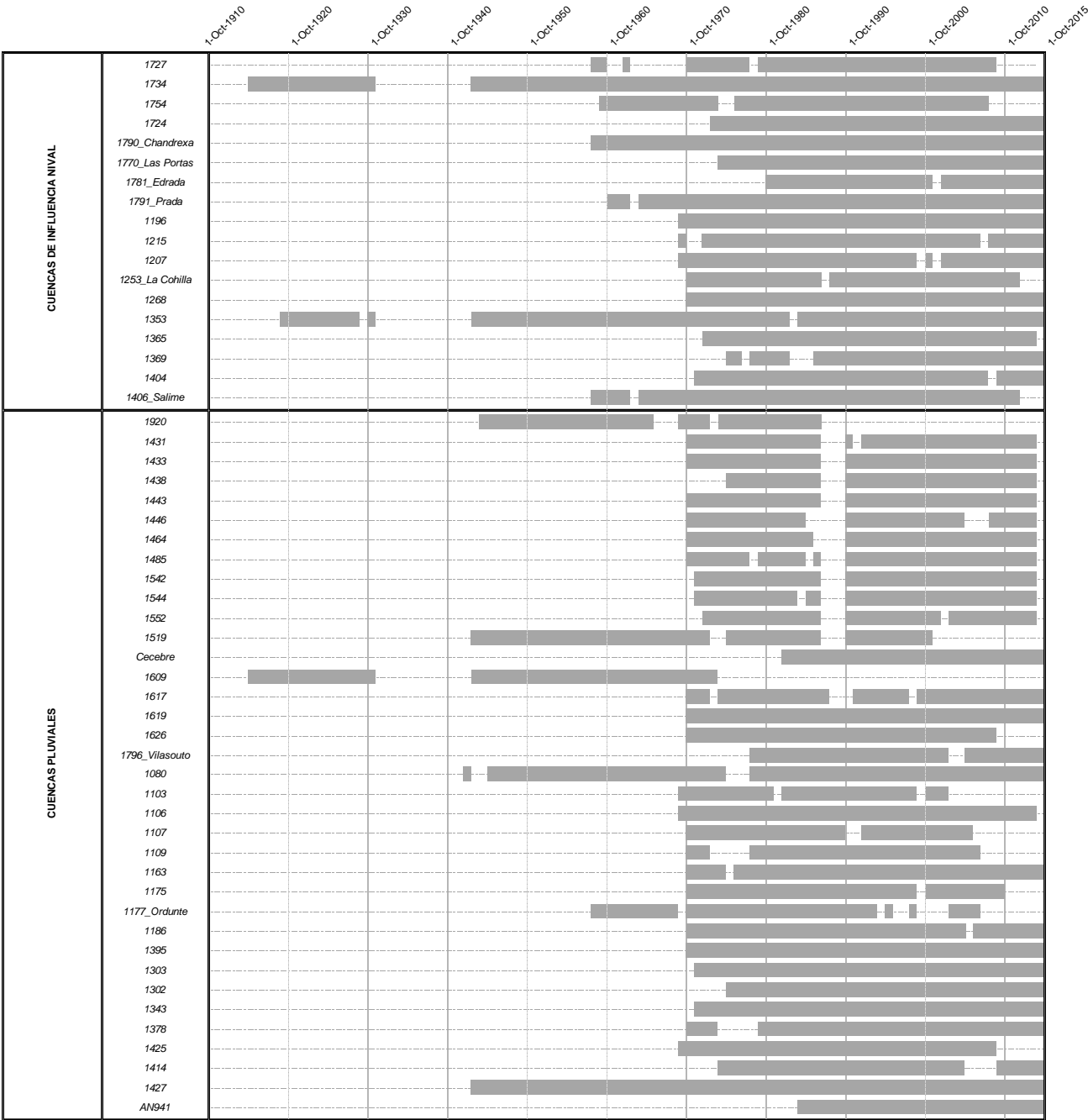


Figura 55. Distribución temporal de series de máximos medios diarios de estaciones con más de 30 años de datos

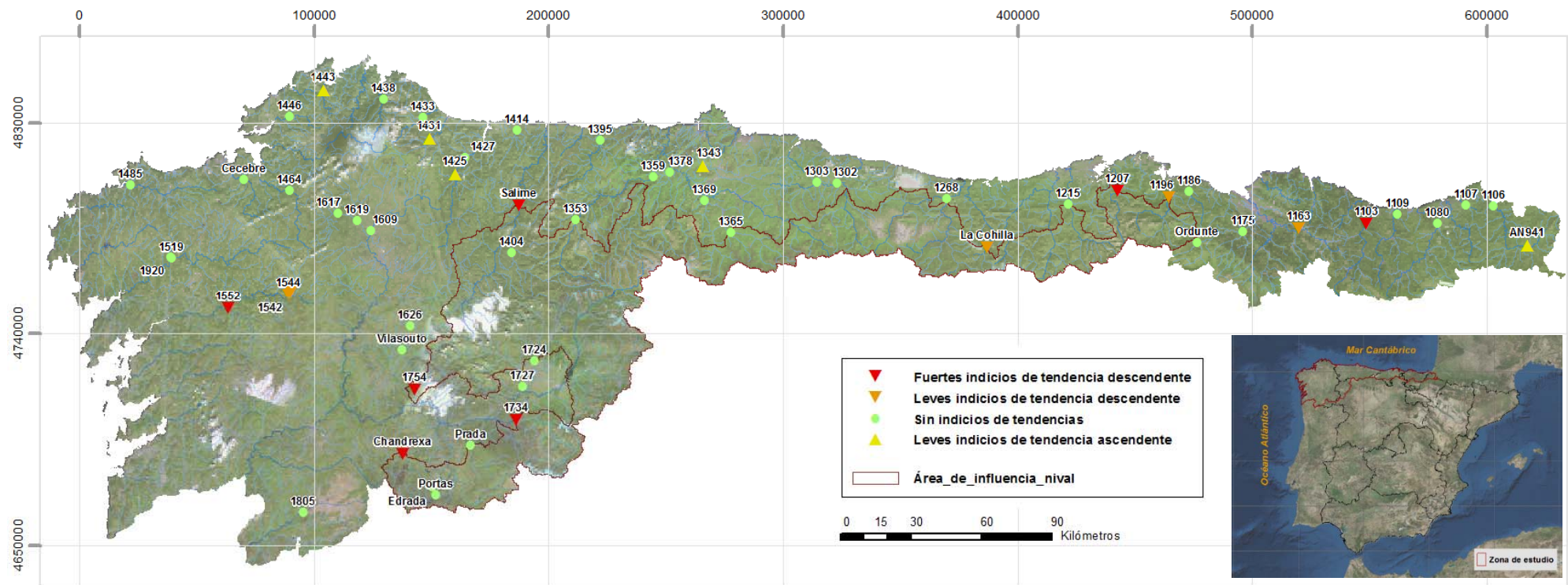


Figura 56. Mapa de indicios de tendencia obtenidos para las series de las estaciones con más de 30 años de datos

Como se puede observar, el análisis conjunto de las anteriores **Figuras 55 y 56** muestra una carencia de relación entre los indicios de tendencia encontrados y la longitud de las series evaluadas, lo cual apunta a que el umbral de los 30 años de longitud mínima de serie resulta adecuado para identificar de forma razonablemente fiable las posibles tendencias de los caudales máximos anuales en la zona en estudio.

Adicionalmente, desde un punto de vista geográfico llama la atención el hecho de que los indicios de tendencia encontrados se muestren circunscritos a determinadas regiones concretas de la zona en estudio, si bien es cierto que dentro de esas mismas regiones también existen estaciones que no muestran indicio alguno de tendencia en sus series de caudales máximos anuales. Tal distribución espacial parece estar reflejando el juego de fuerzas que existe entre la influencia hidrológica de escala regional y la vinculada a una escala local de cada una de las cuencas en cuestión, aspecto que permite que puedan aparecer relevantes indicios de tendencias en ciertas estaciones de aforo pese a que en otras estaciones vecinas no se den.

Como ejemplo de ello, en la **Figura 56** se puede observar cómo algunas de las cuencas limítrofes del este y oeste de la Cordillera Cantábrica presentan una significativa tendencia descendente de su caudal máximo medio diario anual, a la vez en que otras estaciones de esas mismas zonas no se da indicio alguno de tendencia independientemente de la mayor o menor longitud de sus series de registros.

Esta coexistencia de la influencia regional y local parece manifestarse asimismo en las cuencas de tipología pluvial, ya que, pese a la discontinua presencia espacial de los indicios de tendencias identificados, éstas se muestran circunscritas a la región del litoral septentrional de la provincia de Lugo, a la zona central de Galicia de la cuenca del río Ulla, y a la parte más oriental del área en estudio.

Así pues, teniendo en cuenta la insuficiente uniformidad espacial asociada a los indicios de tendencias encontrados, así como las importantes incertidumbres que se derivan de los enfoques de análisis de frecuencias no-estacionarios (ver Serinaldi and Kilsby, 2015), el análisis regional de frecuencias descrito en el apartado 5.4 del presente capítulo ha sido desarrollado desde una perspectiva estacionaria, bajo la cual las series originales de las estaciones con significantes indicios de posibles cambios sistemáticos han sido truncadas a subperiodos contemporáneos suficientemente representativos del régimen actual de la zona en estudio (esto es, periodos modernos sin indicios significantes de tendencias, saltos o cualquier otro tipo de cambio sistemático).

Esta forma de proceder ha sido adoptada con el objetivo de conseguir que los datos del pasado utilizados en los análisis de frecuencia resulten aceptablemente representativos de lo que cabría esperar en el futuro más inmediato, de forma que los resultados de la investigación realizada alcanzarán a aportar una validez razonable para ser utilizados como estimación de los cuantiles de avenida en años venideros hasta el momento en el que los efectos del cambio climático antrópico, la variabilidad natural del clima o la posible alteración física de las cuencas dejen patente una descriptible distorsión de las distribuciones de frecuencia modeladas.

5.2.3 Interpretación global de los resultados de calidad obtenidos

Con objeto de poder discriminar las series de caudales máximos según su calidad, en la presente investigación se ha aplicado una gran variedad de técnicas de análisis de datos cuyos resultados han sido descritos en los anteriores apartados. No obstante, se ha de tener presente que cualquiera de estas técnicas no es capaz de aportar por sí sola una prueba irrefutable de la calidad de los datos analizados, sino meros indicios que nos auxilian en la labor de poder discernir si resultará beneficioso, o por el contrario perjudicial, incluir una determinada serie de datos en el análisis regional de frecuencias.

Resulta por ello recomendable que el análisis de los resultados arrojados por las diferentes técnicas aplicadas sea realizado de una forma conjunta, a fin de poder extraer conclusiones lo más objetivas posibles. Para ello, en la presente Tesis se ha desarrollado una matriz de evaluación de resultados mediante la cual poder analizar la calidad de las series de datos desde un punto de vista global, matriz que se adjunta como **Anexo 2** a la Tesis y cuyas celdas han sido sombreadas atendiendo al siguiente significado:

- Color verde: Los resultados de la prueba en cuestión apuntan a una alta calidad de los datos analizados y a una adecuada representatividad del régimen actual de avenidas de la cuenca evaluada.
- Color naranja: Los resultados de la prueba arrojan cierta incertidumbre sobre la calidad y/o representatividad de los datos analizados.
- Color rojo: Los resultados de la prueba arrojan considerables dudas sobre la calidad y/o representatividad de los datos analizados.

Como resultado de este análisis global, las series de caudal máximo medio diario con fuertes indicios sobre su falta de calidad han sido eliminadas del estudio, o bien truncadas a periodos contemporáneos suficientemente fiables y representativos del régimen hidrológico actual si es que esta última opción resultaba posible. El resto de estaciones han sido preservadas atendiendo a su aceptable fiabilidad, o al hecho de que su relativa incertidumbre sugería evaluarlas adicionalmente bajo las propias herramientas del análisis regional de frecuencias a fin de concluir con ello la conveniencia de contar o no con dichas estaciones.

De este modo han sido seleccionadas 83 estaciones de aforo con una longitud de muestra promedio en torno a los 31 años, obteniéndose una densidad espacial de información de 1.54 estaciones/1000 km², cuyas cuencas asociadas alcanzan a cubrir el 48.4% del área total en estudio.

En la siguiente **Figura 57** se muestra la distribución temporal de las 83 series seleccionadas, mediante las cuales se abarca el periodo hidrológico 1943/1944–2014/2015 con una longitud de series comprendida entre los 15 y 72 años. De forma complementaria, en la **Figura 58** se ilustra la localización de estas 83 estaciones de aforo junto con sus cuencas de cierre correspondientes. Las principales características físicas de estas 83 cuencas de cierre se adjuntan como **Anexo 5** a la presente Tesis.

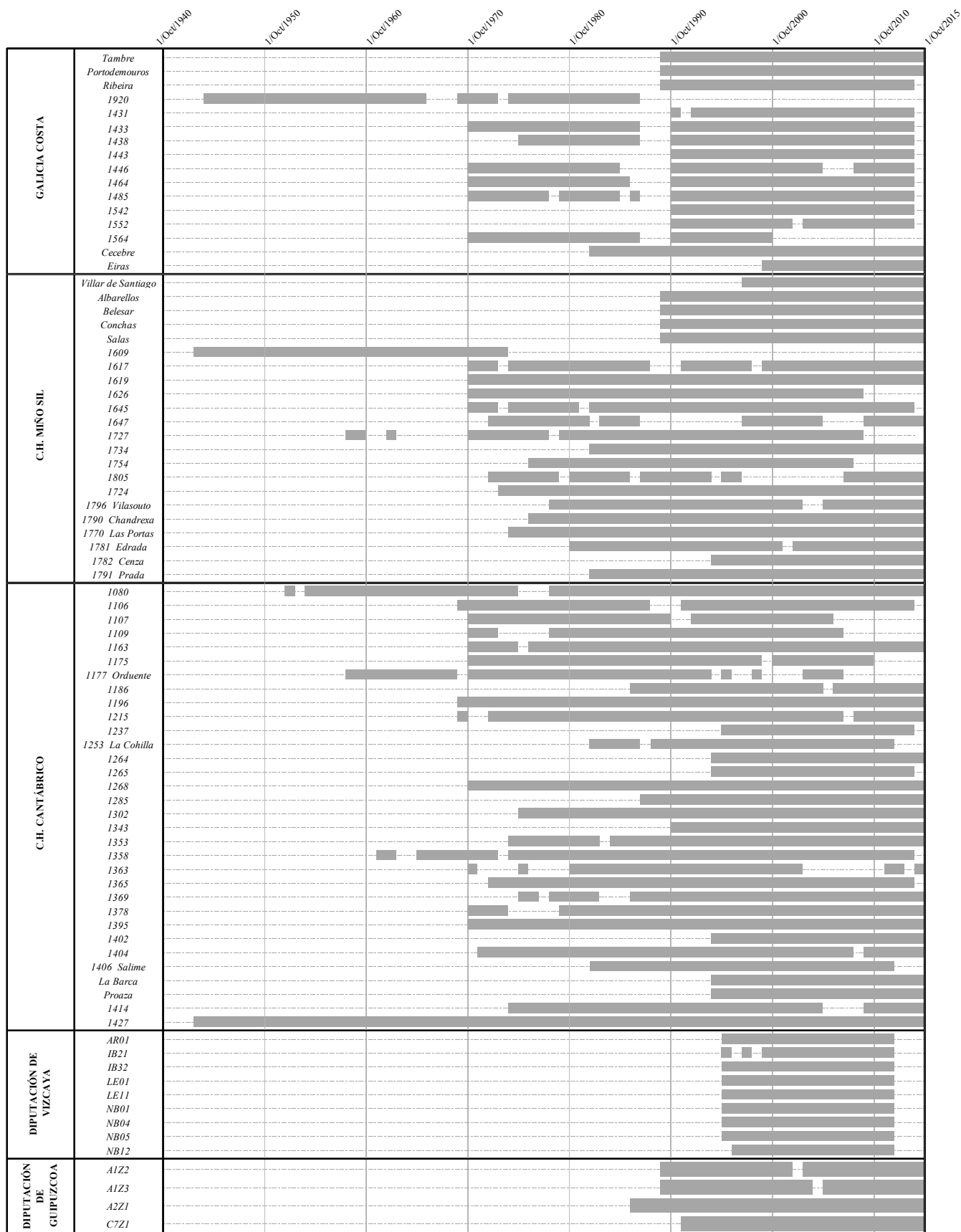


Figura 57. Distribución temporal de las 83 series de caudal máximo medio diario anual seleccionadas por el análisis de calidad de datos

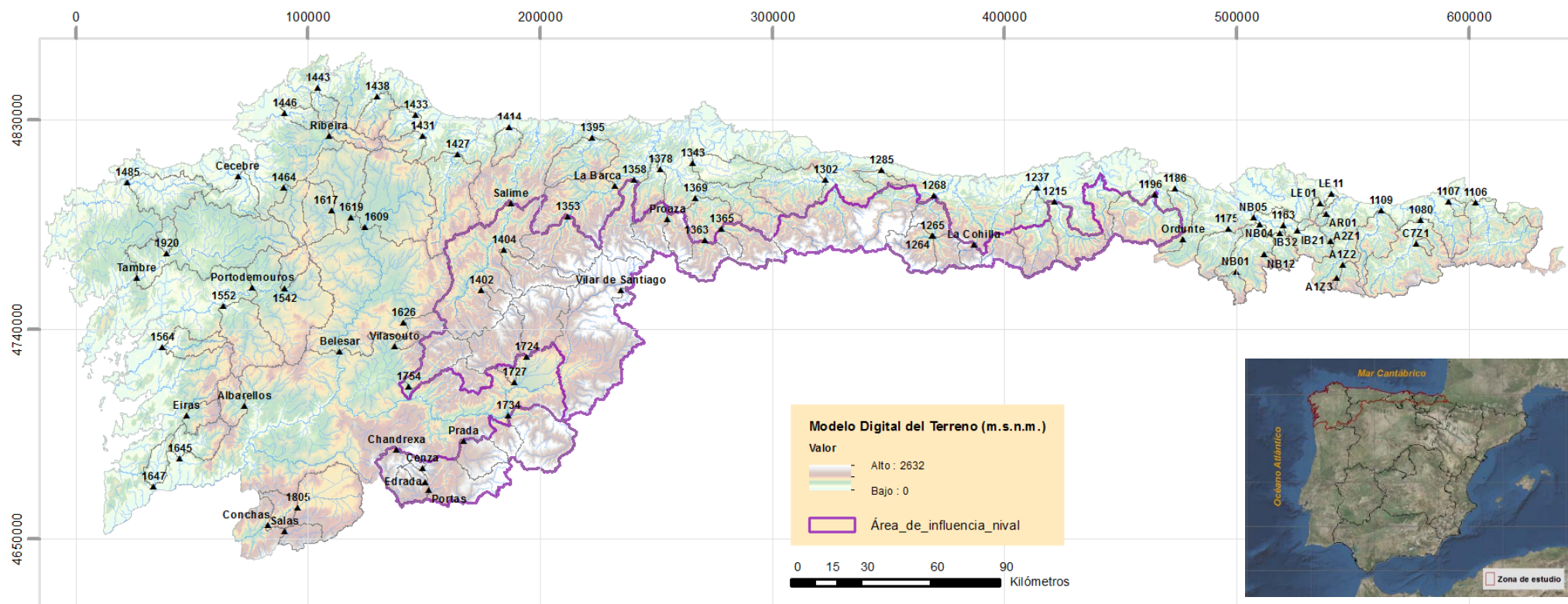


Figura 58. Localización de las 83 estaciones de aforo preservadas por el análisis de calidad realizado

5.3 Expansión temporal de las series de caudal máximo instantáneo

Con objeto de reducir la incertidumbre asociada a la estimación de los cuantiles de caudal punta de las avenidas máximas anuales, en la presente Tesis se ha llevado a cabo una expansión temporal de las series de registro de caudal máximo instantáneo anual para poder alimentar el análisis regional de frecuencias de caudales punta con una mayor cantidad de información.

Para ello se ha evaluado la correlación existente en las estaciones de aforo entre los registros de caudal máximo instantáneo anual (Q_{mi}) y el caudal máximo medio diario anual (Q_{md}), así como las posibles relaciones que de una forma conjunta presentan los caudales Q_{mi} y Q_{md} frente a las variables hidrológicas y climáticas de las cuencas aforadas. De este modo se ha perseguido obtener una serie de expresiones matemáticas físicamente consistentes, mediante las cuales poder estimar el caudal Q_{mi} en aquellos años en los que, no existiendo registro de este caudal, sí existe del Q_{md} .

Bajo este contexto de análisis, resulta importante tener en cuenta que no sólo se habrá de contar con la mayor cantidad posible de registros de pares de datos Q_{mi} - Q_{md} , sino también con la certeza de que éstos sean suficientemente fiables y representativos de la hidrología actual de la zona en estudio.

En este sentido y a falta de recomendaciones en la literatura acerca del mínimo número de pares de datos requeridos o el grado de calidad exigible a los mismos, en primera instancia fueron identificadas todas aquellas estaciones de aforo que en régimen natural contaban con 3 ó más pares de registros Q_{mi} - Q_{md} , obteniéndose 128 estaciones con una longitud de pares de registro entre los 3 y 46 años. En la **Figura 59** que se adjunta más adelante se muestra la localización de dichas estaciones, en la que se ha delimitado el área de influencia nival identificado por el programa ERHIN (DGA, 2012) a fin de ilustrar la diferencia tipológica entre estaciones.

Como se ha comentado con anterioridad en el **Capítulo 4**, a excepción de la información hidrométrica asociada a las estaciones de aforo localizadas en embalses de competencia privada (la cual fue aportada por las propias entidades que los explotan), el resto de información ha sido obtenida de las bases de datos publicadas por los Organismos Hidrográficos de la zona en estudio, Diputaciones provinciales, Organismos de las Comunidades Autónomas, Ministerio para la Transición Ecológica (MITECO) y Centro de Estudios y Experimentación de Obras Públicas de España (CEDEX).

No obstante, cabe adelantar que la utilización de toda esta información de partida no resultaría en absoluto adecuada, ya que la incertidumbre asociada al reducido número de pares de datos registrados en algunas de las estaciones de aforo podría llegar a introducir importantes desviaciones en las estimaciones del caudal Q_{mi} . Es por ello que haya resultado necesario llevar a cabo un filtrado de calidad de todas estas estaciones de partida, cuyo procedimiento de análisis y resultados obtenidos se presentan en el apartado 5.3.2.2 del presente **Capítulo 5**.

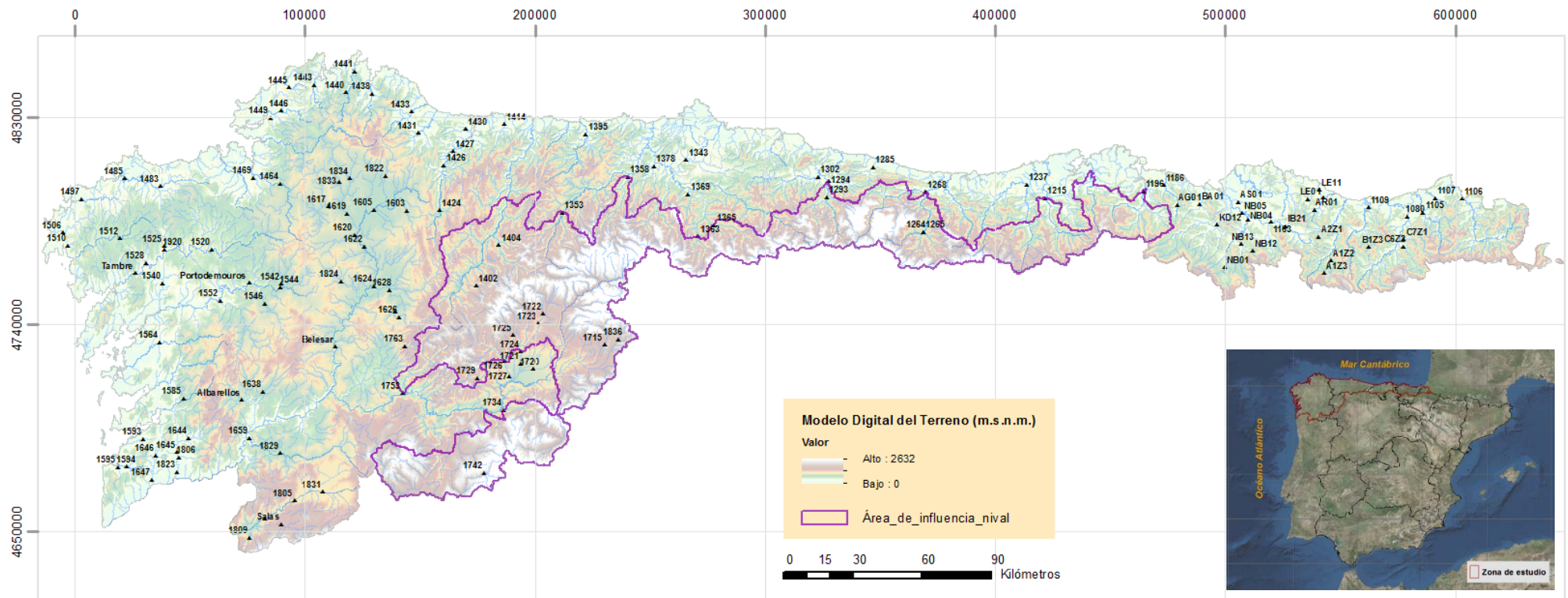


Figura 59. Localización de las 128 estaciones de aforo con 3 ó más pares de datos Q_{mi} - Q_{md} registrados en régimen natural

5.3.1 Análisis de la relación lineal existente entre los registros Q_{mi} - Q_{md}

Como punto de partida del análisis de expansión temporal realizado en la presente Tesis, se ha evaluado la correlación existente entre los pares de registros Q_{mi} - Q_{md} de todas y cada una de las 128 estaciones de aforo expresamente seleccionadas para llevar a cabo dicha expansión de información.

En este sentido y teniendo en cuenta la gran cantidad de estaciones que alrededor del mundo han mostrado una relación Q_{mi}/Q_{md} más o menos constante a lo largo de sus diferentes años de registro, para cada una de las 128 estaciones de partida se ha modelizado una regresión lineal ajustada a sus pares de registros Q_{mi} - Q_{md} , en base a las ecuaciones (4.1) y (4.2) que fueron descritas en el apartado 4.3.2.1 del **Capítulo 4**. Bajo este contexto de análisis se ha obtenido el coeficiente de determinación R^2 de cada una de las rectas de regresión ajustadas, así como el valor de sus coeficientes de flujo máximo $k_{observado}$ (Q_{mi}/Q_{md}) y su porcentaje de incertidumbre referente al 95% de confianza.

En el **Anexo 3** de la presente Tesis se muestran los resultados obtenidos para cada una de las 128 estaciones de aforo, presentándose en las **Figuras 60(a), 60(b), 60(c) y 60(d)** cuatro ejemplos representativos respectivamente asociados a las estaciones 1729, 1433, 1619 y 1215.

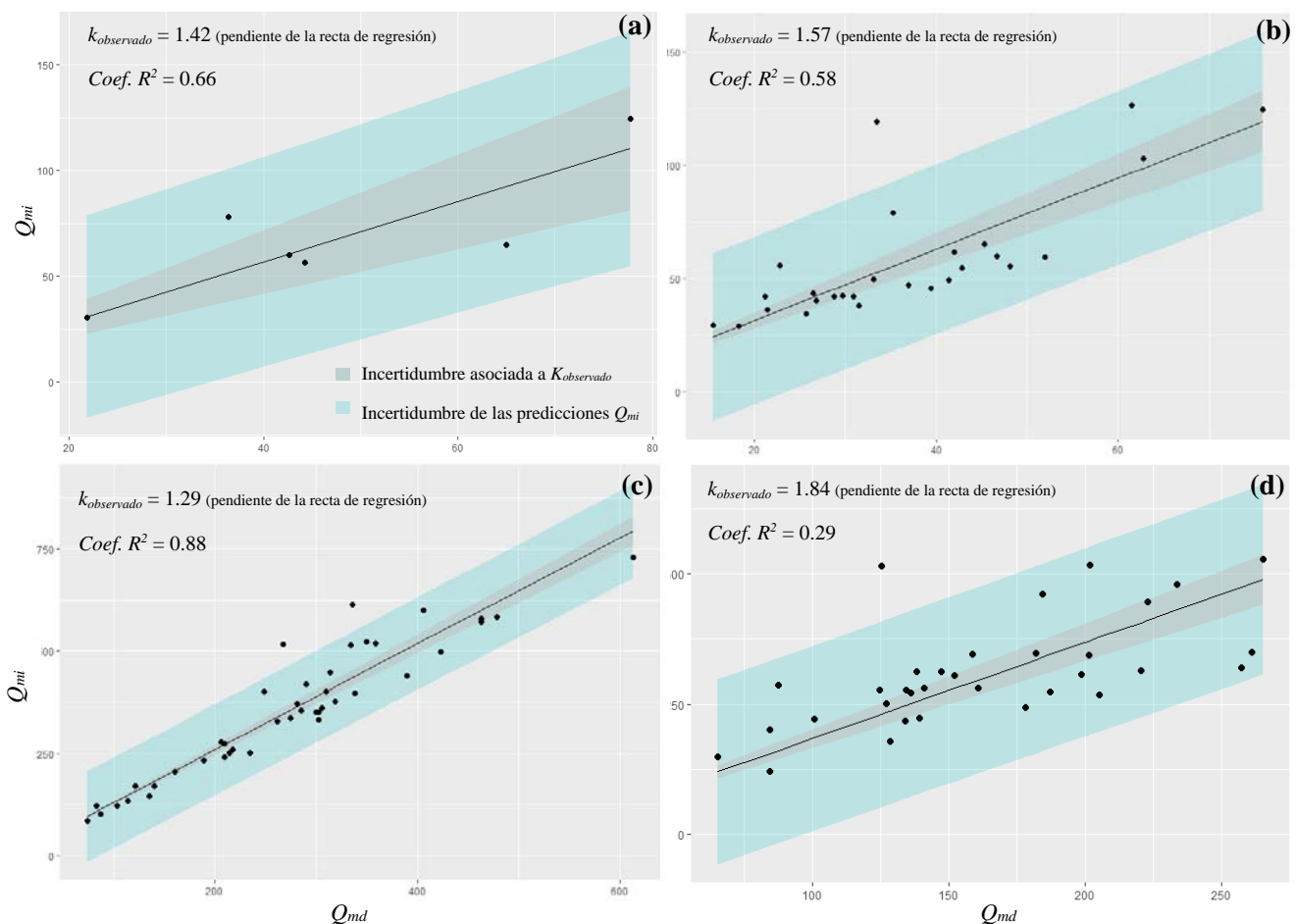


Figura 60. Regresión lineal e incertidumbres asociadas a la relación $Q_{mi} \sim Q_{md}$ entre pares de registros. (a) Estación nival 1729; (b) Estación pluvial 1433; (c) Estación pluvial 1619; (d) Estación nival 1215

Tal y como se puede observar en la anteriores **Figuras 60(a) a 60(d)**, el análisis conjunto del coeficiente de determinación R^2 junto a la incertidumbre asociada a la estimación del valor $k_{observado}$ resulta de gran importancia para poder evaluar la fiabilidad de los valores $k_{observado}$ en cuestión, ya que la evaluación aislada de cualquiera de esos dos estadísticos conduciría a una visión sesgada que en muchos casos podría proporcionar resultados confusos.

Así por ejemplo, en muestras con pocas observaciones en las que ningún valor residual respecto a la recta de regresión ajustada resulta especialmente alto por el simple efecto de la aleatoriedad, pueden llegar a obtenerse coeficientes de determinación R^2 aceptables sin que ello necesariamente signifique que existe una relación lineal precisa entre Q_{mi} y Q_{md} . Tal es el caso del ejemplo mostrado en la **Figura 60(a)** anterior, donde la baja fiabilidad del valor $k_{observado}$ podría haber pasado desapercibida si sólo se hubiera analizado el coeficiente de determinación R^2 y no la incertidumbre asociada a dicho valor. Aun así, puede llegar a darse el caso de que la linealidad fortuitamente mostrada por los escasos pares de datos con los que se cuente en una estación resulte tan ajustada que ni siquiera las incertidumbres cuantificadas sean capaces de detectar la falta de fiabilidad asociada a la estimación del valor $k_{observado}$. Esta problemática ha conducido a analizar la existencia de un posible umbral mínimo de pares de datos por debajo del cual no resulte adecuado contar con el valor $k_{observado}$ que se deriva de ellos, análisis cuya discusión se presenta en el apartado 5.3.2.2. del presente capítulo.

Por otro lado, la evaluación aislada del coeficiente de determinación R^2 también puede llegar a aportar una visión equivocada de la fiabilidad de la estimación del valor $k_{observado}$ en muestras en las que, existiendo algún *outlier*, el número de pares de datos totales no resulta demasiado elevado. Tal es el caso del ejemplo mostrado por la **Figura 60(b)**, en donde la presencia de un *outlier* desvirtúa de forma apreciable el coeficiente de determinación R^2 , obteniéndose un valor de 0.58 cuando se incluye el *outlier* en el ajuste y de 0.76 cuando se excluye. En este sentido, la cuantificación de la incertidumbre del valor $k_{observado}$ permite reflejar el aceptable ajuste de la relación $Q_{mi} \sim Q_{md}$ aun sin excluir el *outlier* del análisis, ya que la incertidumbre asociada al valor del $k_{observado}$ resulta menos sensible a la presencia de *outliers*.

Adicionalmente cabe remarcar cómo las consecuencias derivadas de la presencia de *outliers* en las muestras quedan tanto más diluidas cuanto mayor es el número de datos de partida de la estación, tal y como refleja el ejemplo de la **Figura 60(c)** anteriormente presentada. Para este tipo de casos ya no sólo es la contenida incertidumbre asociada al valor $k_{observado}$ la que refleja el aceptable ajuste lineal de la relación $Q_{mi} \sim Q_{md}$, sino también el propio coeficiente de determinación R^2 .

Cabe por último resaltar también aquellos casos en los que el peso de la componente aleatoria de la regresión lineal ajustada resulta muy relevante, pero aun así la incertidumbre asociada al valor $k_{observado}$ se ve apreciablemente contenida debido a la abundante cantidad de pares de registros existentes en la estación. Tal es el caso del ejemplo mostrado en la **Figura 60(d)** anterior, en donde la alta dispersión mostrada por los datos respecto a la recta de tendencia ajustada no queda suficientemente reflejada en la incertidumbre del valor del $k_{observado}$. En este caso, es el coeficiente R^2 y la incertidumbre de las predicciones del Q_{mi} quienes arrojan considerables dudas sobre la hipótesis de que la relación $Q_{mi} \sim Q_{md}$ pueda ser explicada aceptablemente

mediante una recta de regresión, aspecto que resalta de nuevo la necesidad de evaluar conjuntamente y no de forma aislada los diferentes estadísticos derivados de las regresiones lineales ajustadas.

En cualquier caso, el análisis individualizado de la correlación $Q_{mi} \sim Q_{md}$ mostrada por cada una de las 128 estaciones preseleccionadas ha sido posteriormente completado con la evaluación global y conjunta de todos los valores $k_{observado}$ obtenidos, cuya presentación y análisis de resultados se detallan en el apartado 5.3.2.2 del presente capítulo. De este modo se ha pretendido identificar con el mayor rigor posible aquellas estaciones en las que resulta posible aplicar su propia regresión lineal particularizada ($Q_{mi} = k_{observado} * Q_{md}$) para extender las series de caudal Q_{mi} a aquellos años en los que sólo se cuenta con registro de caudal Q_{md} .

5.3.2 Ampliación del análisis de correlación $Q_{mi} \sim Q_{md}$

Teniendo en cuenta que el coeficiente $k_{observado}$ de las estaciones de aforo sólo resultará aplicable si su estimación presenta un valor suficientemente fiable, adicionalmente ha sido explorada la posibilidad de inferir una expresión general que permita estimar el caudal Q_{mi} a partir del registro del Q_{md} y el valor de ciertas características de las cuencas, a fin de poder ser aplicada a aquellas estaciones potencialmente aprovechables para el análisis regional de frecuencias en las que el valor $k_{observado}$ resulta insuficientemente fiable o no ha podido ser calculado al no contar con suficientes registros de pares de datos $Q_{mi} - Q_{md}$.

De esta manera y atendiendo al extendido uso y amplia aceptación con la que cuenta la fórmula de Fuller, como primera tentativa de análisis se consideró interesante examinar la adaptación de dicha fórmula a la zona en estudio, adoptándose para ello la misma distinción de regiones planteada por el Mapa de Caudales Máximos de la España Peninsular (CEDEX, 2011) relativas a las zonas de Galicia Costa, Miño-Sil, Cantábrico occidental y Cantábrico oriental.

No obstante, tal y como se muestra en el siguiente subapartado 5.3.2.1, la adaptación de la fórmula de Fuller a la zona en estudio no alcanza a proporcionar coeficientes de correlación R^2 suficientemente aceptables, presentándose importantes desviaciones de algunos de los valores estimados mediante dicha ecuación adaptada respecto a los valores observados. Es por ello que mediante una segunda fase de análisis (cuyos resultados se muestran en el subapartado 5.3.2.2), se haya explorado la posibilidad de obtener una expresión multivariable que proporcione una mayor capacidad descriptiva y predictiva que la arrojada por la fórmula de Fuller, incorporando al análisis todas las características físicas que fueron presentadas en el **Capítulo 3** como posibles conectores entre la física de las avenidas y su teoría estadística (ver **Tabla 2**).

Este análisis de regresión multivariable ha sido complementado con un procedimiento de optimización basado en la discriminación de estaciones según el grado de fiabilidad mostrado por los correspondientes valores $k_{observado}$, para así excluir del análisis todas aquellas estaciones que introducen un excesivo ruido al ajuste de regresión. Este indeseable ruido puede ser preliminarmente vislumbrado bajo el marco de análisis de la propia fórmula de Fuller, tal y como se puede observar en la siguiente **Figura 61** en donde se han comparado los valores de los coeficientes $k_{observado}$ de las 128 estaciones preseleccionadas frente a sus valores teóricos derivados de la fórmula original de Fuller.

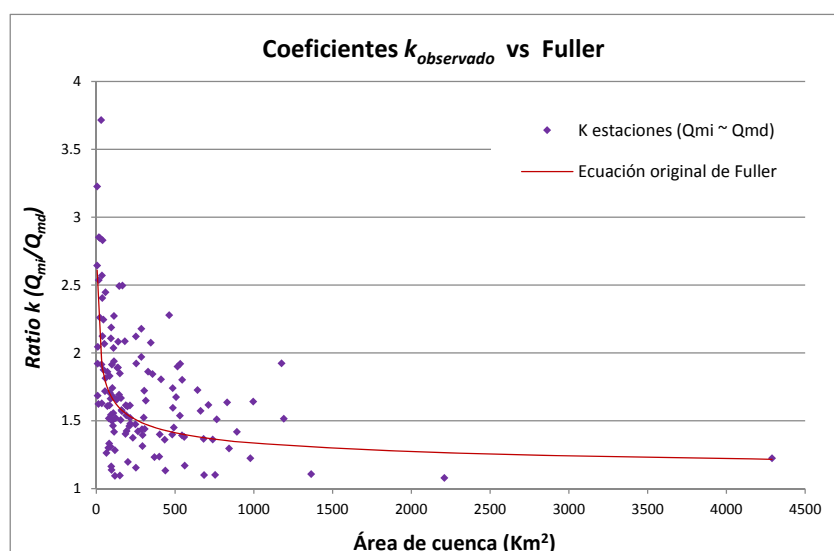


Figura 61. Relación entre el coeficiente de flujo máximo k (Q_{mi}/Q_{md}) y el área de cuenca

5.3.2.1 Adaptación de la ecuación de Fuller a la zona en estudio

Como se ha comentado con anterioridad, en primer lugar y atendiendo al extendido uso con el que cuenta la fórmula de Fuller, se ha considerado interesante examinar la adaptación de esta fórmula a la zona en estudio, adoptándose para ello la diferenciación de regiones planteada por el CAUMAX (CEDEX, 2011) relativas a las zonas de Galicia Costa, Miño-Sil, Cantábrico occidental y Cantábrico oriental.

En este sentido y teniendo en cuenta la presencia de una importante cantidad de estaciones en la que los registros de pares de datos $Q_{mi} - Q_{md}$ resultan bastante reducidos, para este análisis preliminar se ha optado por incluir sólo aquellas estaciones que cuentan con más de 10 pares de datos registrados y unos coeficientes de correlación R^2 entre dichos registros mayores de 0.65.

De esta forma, para la región de Galicia Costa se ha contado con las 7 estaciones de aforo que se ilustran en la siguiente **Figura 62**, estaciones que presentan entre 13 y 25 años de registros de pares de datos $Q_{mi} - Q_{md}$ y coeficientes de correlación R^2 entre dichos registros comprendidos entre los valores 0.77 y 0.99. Por otro lado, para la región del Miño-Sil se ha contado con las 10 estaciones que se muestran en la misma **Figura 62**, con registros de pares de datos entre los 13 y 42 años y coeficientes R^2 entre 0.76 y 0.97. Adicionalmente, para la región occidental del Cantábrico se ha contado con 16 estaciones con registros de pares de datos entre los 11 y 46 años y coeficientes R^2 entre 0.65 y 0.98, mientras que para la región oriental del Cantábrico se ha contado con 13 estaciones con registros de pares de datos entre los 10 y 39 años y coeficientes de correlación R^2 comprendidos entre los valores 0.65 y 0.83. En la misma **Figura 62** indicada con anterioridad se muestran asimismo las estaciones de estas dos últimas regiones del Cantábrico, junto con sus correspondientes cuencas de cierre.

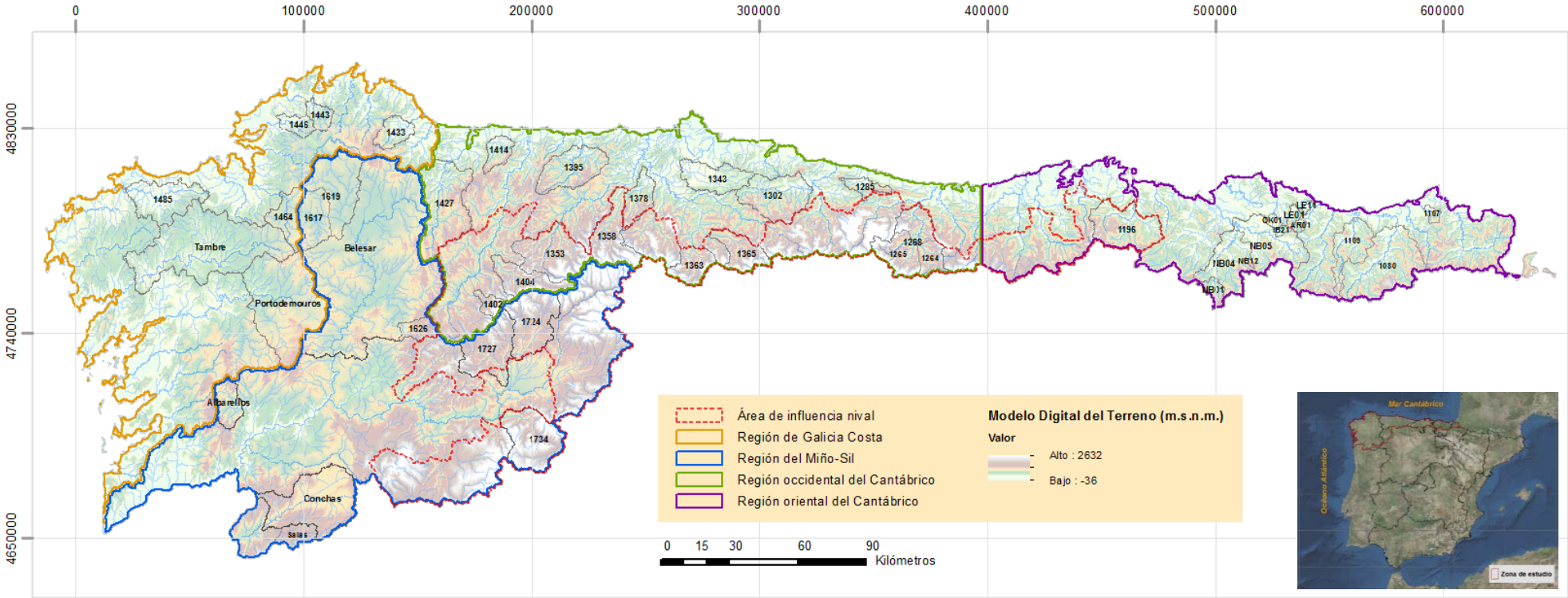


Figura 62. Localización de cuencas utilizadas para la adaptación de la fórmula de Fuller a las regiones de Galicia Costa, Miño-Sil, Cantábrico occidental y Cantábrico oriental

De este modo y en base a la ratio $k_{observado}$ en cada una de las anteriores estaciones presentadas en la **Figura 62**, se ha llevado a cabo la calibración de los parámetros a y b de la ecuación de Fuller para cada una de las 4 regiones anteriormente indicadas, transformando dicha ecuación a su expresión lineal asociada al dominio logarítmico tal y como muestra la ecuación (4.3) que fue presentada en el **Capítulo 4** y que a modo de recordatorio se adjunta a continuación.

$$\log(k - 1) = \log a - b \cdot \log A_c \quad (4.3)$$

donde:

k = Coeficiente de flujo máximo (Q_{mi}/Q_{md})

A_c = Área de la cuenca de captación analizada (km^2)

a, b = Parámetros de la fórmula de Fuller a calibrar para cada una de las 4 regiones definidas

Así pues, representando gráficamente las parejas de valores $\log(k-1) \sim \log(A_c)$ y ajustando una recta de regresión lineal a estos datos, se han obtenido los valores de los parámetros a y b así como los coeficientes de correlación R^2 para cada una de las 4 regiones analizadas, cuyos resultados se presentan a continuación.

➤ **Región de Galicia Costa**

Tal y como se deriva de la siguiente **Figura 63**, los parámetros a y b de la ecuación de Fuller toman para la región de Galicia Costa los valores de 4.70 y 0.44 respectivamente, alcanzándose un valor bajo del coeficiente de correlación R^2 de 0.46.

El análisis exploratorio de los datos muestra cómo las estaciones 1485, Portodemouros y Tambre presentan una acusada desviación respecto a la relación de Fuller calibrada, lo cual parece apuntar a que la forma geométrica de las cuencas arroja una apreciable influencia sobre la relación k (ver **Figura 62**).

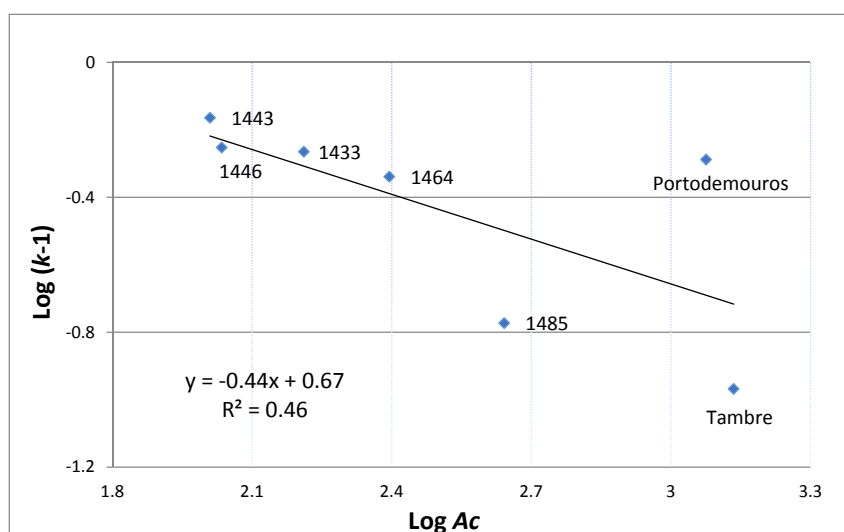


Figura 63. Análisis exploratorio logarítmico de la relación k frente al área de cuenca en Galicia Costa

➤ **Región de la Confederación Hidrográfica del Miño-Sil**

En el caso de la región del Miño-Sil, los parámetros a y b toman los valores de 3.93 y 0.37 respectivamente, tal y como se muestra en la siguiente **Figura 64**, presentando un alto coeficiente de determinación R^2 de 0.85 pese a la presencia de tres cuencas de tipología nival. Esta circunstancia resulta en cierto modo sorprendente, teniendo en cuenta la mala relación que ha sido obtenida entre las ratios $k_{observado}$ y las áreas de cuenca al analizar como un conjunto aparte todas las cuencas de carácter nival de la zona en estudio (ver **Figuras 67(a)** y **67(b)** adjuntas en el subapartado 5.3.2.2)

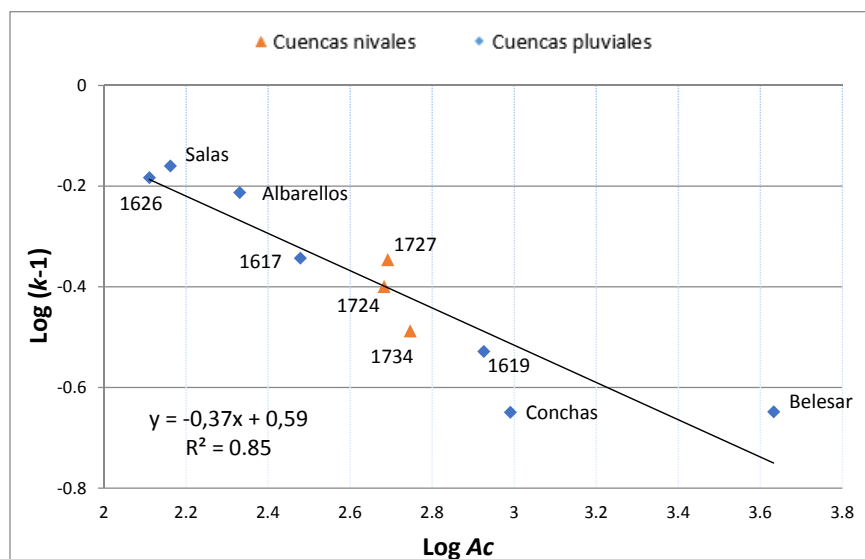


Figura 64. Análisis exploratorio logarítmico de la relación k frente al área de cuenca en el Miño-Sil

➤ **Región occidental del Cantábrico**

Tal y como se puede observar en la siguiente **Figura 65**, la dispersión de los datos en esta región occidental del Cantábrico resulta tan elevada que la relación de Fuller no es capaz de llegar a explicar más de un 7% de la varianza total de la información existente. En este sentido, parecen distinguirse dos nubes de puntos diferenciadas en la **Figura 65**, que sin embargo no alcanzan a encontrar una explicación consistente bajo aspectos de carácter meramente pluviométrico.

Sí parece aportar algo de luz el hecho de que exista una importante cantidad de estaciones que se corresponden con cuencas de tipología nival, pudiéndose apreciar cómo en general éstas se ubican según una tendencia lineal inferior a la tendencia mostrada por las cuencas de tipología pluvial.

No obstante, las cuencas pluviales 1414 y 1378, así como las cuencas nivales 1353 y 1268, muestran a su vez una desviación muy acusada respecto a las anteriores tendencias mencionadas, lo cual incorpora la hipótesis añadida de que pudieran existir variables hidrológicas adicionales al área de cuenca que estuvieran condicionando de una forma apreciable la relación entre los caudales máximos.

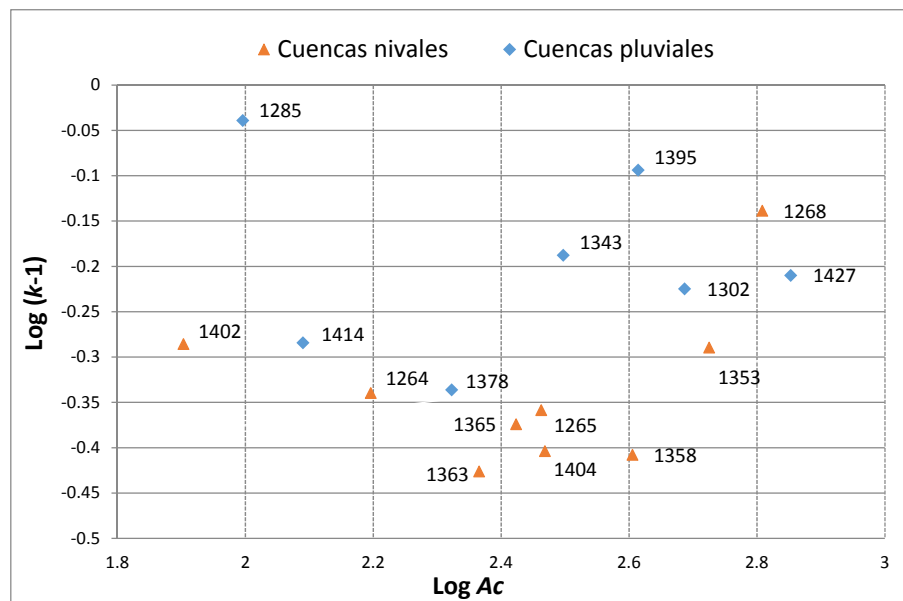


Figura 65. Análisis exploratorio de la relación k frente al área de cuenca en el occidente del Cantábrico

Esta dualidad de tipología de cuenca se presenta como una de las principales causas que podría estar provocando la gran dispersión mostrada por los ratios $k_{observado}$ en esta región occidental del Cantábrico, ya que los mantos de nieve acumulados durante los meses fríos del año pueden llegar a ejercer una importante influencia física sobre la génesis y el desarrollo de las avenidas.

Como referencia precursora de las anomalías mostradas por los ratios $k_{observado}$ de zonas donde coexisten cuencas de tipología pluvial y nival se encuentra el estudio realizado por Ellis and Gray (1966), en el cual fue analizada la relación entre los caudales medios diarios y los caudales instantáneos de diferentes avenidas para la región central canadiense de *Prairie Streams*. Bajo dicho estudio se encontró una relevante diferencia de la relación $k_{observado}$ en las regiones en las que la presencia de nieve presentaba una mayor relevancia, de forma que el cociente Q_{mi}/Q_{md} resultaba diferente para las avenidas originadas por eventos puros de lluvia que para las generadas bajo la influencia nival.

Por otro lado también destaca el estudio de Macdonald and Hoffman (1995), bajo el cual fueron evaluadas las causas de los caudales máximos instantáneos anuales en la zona noroeste de Montana y el noreste de Idaho de los Estados Unidos de América a través del análisis de la precipitación, la temperatura, los mantos de nieve y los datos topográficos. Como parte de este estudio, los anteriores autores analizaron las formas de los hidrogramas máximos anuales producidos por eventos asociados a la fusión de nieve, lluvia sobre nieve, lluvia durante procesos de fusión de nieve y eventos puros de lluvia, encontrando cómo la influencia nival tendía a ensanchar los hidrogramas de las avenidas máximas anuales.

➤ *Región oriental del Cantábrico*

Por último se ha analizado la bondad de ajuste de los registros de la región oriental del Cantábrico a la adaptación de la fórmula de Fuller, obteniéndose un coeficiente de determinación relativamente aceptable ($R^2 = 0.68$) y unos respectivos valores de los parámetros a y b de 2.57 y 0.22. En la siguiente **Figura 66** se ilustra la disposición de las 13 estaciones utilizadas para esta región, junto con la recta de regresión derivada de la ecuación de Fuller adaptada bajo su dominio logarítmico.

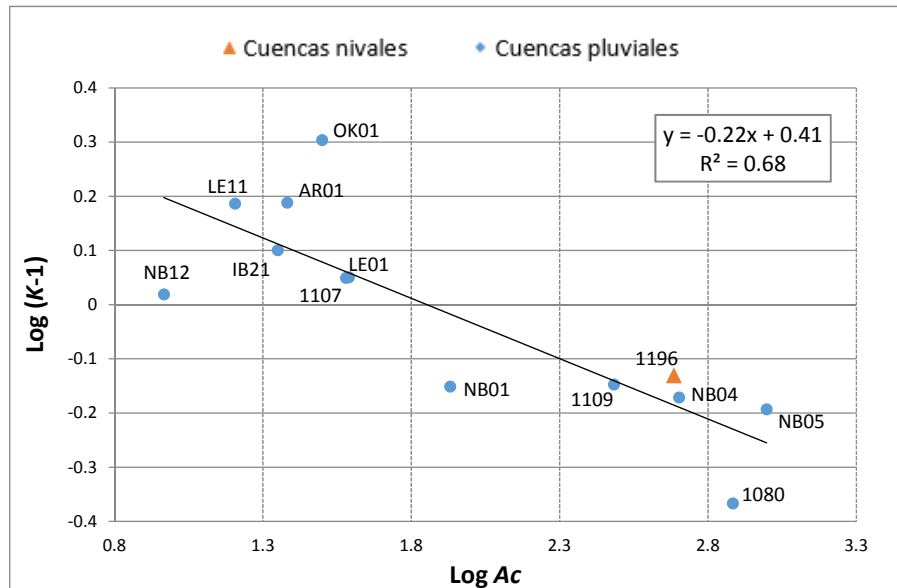


Figura 66. Análisis exploratorio de la relación k vs. Área de cuenca en la región oriental del Cantábrico

5.3.2.2 Análisis multivariable de la relación $Q_{mi} \sim Q_{md}$

Debido a los modestos resultados derivados de la adaptación de la fórmula de Fuller a la zona en estudio, se ha llevado a cabo una segunda fase de análisis bajo la cual se ha evaluado la influencia que sobre la relación k podrían estar presentando otras variables hidrológicas adicionales al área de cuenca.

Para ello, como punto de partida fueron caracterizadas las 128 cuencas en las que se contaba con 3 ó más pares de registros de aforos $Q_{mi} - Q_{md}$ en régimen natural, cuantificándose cada una de las características físicas planteadas en el **Capítulo 3** como principales variables a analizar a través de un procesamiento de la información cartográfica de partida llevado a cabo mediante la herramienta ArcGIS 12.2.2.

A modo de recordatorio, a continuación se adjunta la **Tabla 2** en la que se presentan las variables físicas consideradas, cuyos valores para cada una de las 128 cuencas analizadas se incluyen como **Anexo 4** a la presente Tesis.

Tabla 2. Características planteadas como posibles conectores entre la física de las avenidas y la teoría estadística

Símbolo	Descripción
A_c	Área de la cuenca de captación (km^2)
P_c	Perímetro de la cuenca (km)
P_f	Parámetro de forma de la cuenca (km^{-1}) = P_c / A_c
L_{cauces}	Longitud total de cauces existentes en la cuenca (km)
D_c	Densidad de drenaje de la cuenca (km^{-1}) = L_{cauces} / A_c
ΔH	Rango de altura de la cuenca (m)
H	Altura media de la cuenca (m.s.n.m.)
S_c	Pendiente media de la cuenca (%)
P_{med}	Precipitación media anual promediada para el área de cuenca (mm)
Esc	Escorrentía media anual promediada en el área de cuenca (mm)
Ap	Aportación anual promedio en el punto de desfogue de la cuenca ($\text{hm}^3/\text{año}$)
P_{max}	Precipitación máxima diaria asociada a un periodo de retorno de 2.33 años, promediada para el área de cuenca (mm/día)
P_0	Umbral de escorrentía promediado para el área de la cuenca (mm)
T_{med}	Temperatura media anual promediada para el área de cuenca ($^{\circ}\text{C}$)
T_{max}	Temperatura media anual máxima de la cuenca ($^{\circ}\text{C}$)
T_{min}	Temperatura media anual mínima de la cuenca ($^{\circ}\text{C}$)
$Evpr$	Evapotranspiración real anual promediada par el área de cuenca (mm)
$Evpp$	Evapotranspiración potencial anual promediada para el área de cuenca (mm)
Rec	Recarga anual promedio de los acuíferos de la cuenca (mm)
$UTMx$	Coordenada x UTM 30 del centroide de la cuenca (m). Elipsoide ETRS89
$UTMy$	Coordenada y UTM 30 del centroide de la cuenca (m). Elipsoide ETRS89

Para esta segunda fase de análisis se ha prestado una especial atención a la importante dispersión encontrada en los valores $k_{observado}$ de una gran parte de las cuencas nivales de la zona en estudio, de forma que el análisis de regresión múltiple ha sido planteado desde el inicio analizando por separado los siguientes dos grupos diferenciados de cuencas: uno relativo a las cuencas pluviales y otro a las de tipología nival identificadas por el programa ERHIN (DGA, 2012).

Marginalmente, el hecho de que sólo existan dos cuencas de tipología mixta en las que se cuenta con registros de pares de datos $Q_{mi} - Q_{md}$ (cuencas en las que la influencia nival sólo afecta parcialmente a sus áreas de captación) ha desaconsejado plantear la posibilidad de inferir una regresión para este tercer tipo de cuencas, ya que la incertidumbre asociada a los parámetros de tal hipotética regresión resultaría muy alta. Es por ello que en el apartado 5.3.2.3 del presente capítulo se haya analizado específicamente la posibilidad de ampliar las series de Q_{mi} de esta tercera tipología de cuencas mediante otro tipo de técnicas de análisis alternativas.

De este modo, mediante esta distinción de carácter tipológico se ha evaluado la idoneidad de ajustar una ecuación de regresión propia a los dos primeros grupos de cuencas señalados (pluvial y nival), teniendo en cuenta que la fenomenología física asociada a las avenidas de cada uno de estos dos grupos resulta en parte diferente debido a la presencia de los mantos de nieve que se acumulan en las cuencas de tipología nival. Este hecho se ve reflejado en las siguientes **Figura 67(a) y 67(b)**, en donde se han ilustrado los valores del logaritmo de la variable $(k-1)$ frente a los logaritmos del área de cuenca A_c respectivamente para las cuencas de tipología nival y pluvial de la zona en estudio con más de 15 años de registros de pares de datos $Q_{mi} - Q_{md}$.

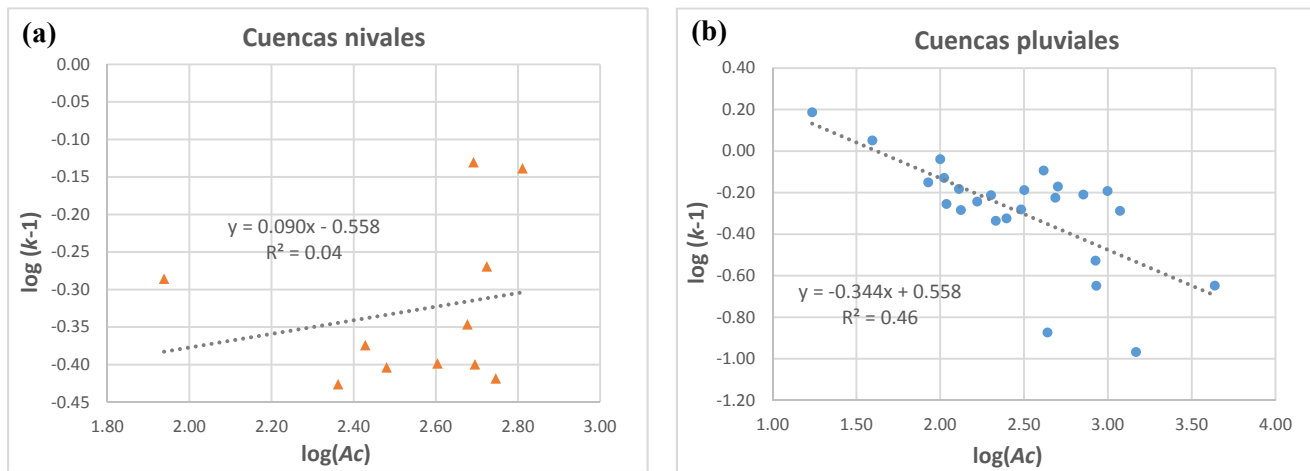


Figura 67. Análisis exploratorio del coeficiente k frente al área de cuenca: (a) cuencas nivales; (b) cuencas pluviales

Como se puede ver, las anteriores **Figuras 67(a) y 67(b)** manifiestan la diferente influencia del área de cuenca sobre la relación k de las dos tipologías analizadas, pudiéndose observar una distribución caótica de los coeficientes $k_{observado}$ de las cuencas nivales que contrasta con la mostrada por las cuencas de tipo pluvial en las que, a pesar de la dispersión existente, se esboza una línea de tendencia bien marcada.

Así pues, bifurcando el proceso analítico descrito en el apartado 4.3.2.2 del **Capítulo 4** para estas dos tipologías de cuenca (pluvial y nival), se ha procedido a realizar un análisis de filtrado de las 128 estaciones de partida a fin de identificar, para cada una de las dos tipologías mencionadas, cuáles son las estaciones que permiten optimizar la relación entre el coeficiente de flujo máximo k (Q_{mi}/Q_{md}) y las características físicas de las cuencas. Para ello han sido evaluados los tres siguientes indicadores asociados a la calidad de la regresión lineal existente entre los registros $Q_{mi} - Q_{md}$ de cada una de las estaciones de partida, cuyos valores se encuentran recogidos en el **Anexo 3** de la presente Tesis:

1. Incertidumbre asociada a la estimación del valor $k_{\text{observado}}$ de las estaciones, al 95% de confianza.
2. Longitud de pares de registro $Q_{mi} - Q_{md}$ en base a los cuales se estima el valor $k_{\text{observado}}$.
3. Coeficiente de determinación R^2 de la regresión lineal entre registros $Q_{mi} - Q_{md}$.

De esta forma se ha conseguido identificar aquellas estaciones que presentan una estimación del valor $k_{\text{observado}}$ aceptablemente fiable, así como optimizar la regresión múltiple planteada entre los caudales máximos de las avenidas y las variables hidrológicas de las cuencas. A continuación se muestran los resultados derivados de la secuencia analítica adoptada para tal fin, bajo la cual se ha evaluado cómo varían las bondades de las regresiones múltiples ajustadas según se van discriminando las estaciones de aforo en base a ciertos umbrales predefinidos para los 3 indicadores anteriormente señalados.

1. *Influencia de la incertidumbre de los valores $K_{\text{observado}}$ sobre la bondad de las regresiones ajustadas*

En primer lugar se evalúa la influencia arrojada por la incertidumbre del valor $k_{\text{observado}}$ de cada estación sobre la regresión múltiple generalizada entre el coeficiente de flujo máximo k y las variables hidrológicas de las cuencas. Para ello, se han llevado a cabo las siguientes actividades:

- (a) En primer lugar se aplican los 5 pasos de la metodología descrita en el apartado 4.3.2.2 del **Capítulo 4** a las 128 estaciones de partida, identificándose con ello aquellas variables hidrológicas que presentan una capacidad predictora estadísticamente significativa para explicar los valores $k_{\text{observado}}$ de dichas estaciones. De este modo, una vez calibrada la ecuación de regresión múltiple en base a los valores $k_{\text{observado}}$ y las variables hidrológicas identificadas como predictores significantes, se calcula el coeficiente de correlación R^2_{ajustado} de la regresión múltiple.
- (b) A continuación, mediante la ecuación de regresión múltiple ajustada con anterioridad, se calcula el valor k estimado para cada una de las 128 estaciones de aforo de partida en base a las correspondientes variables hidrológicas de cada cuenca de cierre. Asimismo, se calcula el intervalo de confianza de esos valores k estimados, tanto el asociado a la incertidumbre de los coeficientes de la regresión múltiple ajustada como el relativo a las predicciones derivadas de dicha regresión (ambos al 95% de significancia).

Se ha de notar que la diferencia entre los dos anteriores intervalos de confianza indicados responde a que el primero deriva únicamente de las incertidumbres asociadas al ajuste de los coeficientes a, b, c, \dots , de la ecuación (4.4) presentada en el apartado 4.3.2.2 del **Capítulo 4**, mientras que el segundo proviene no sólo de dichas incertidumbres sino también de la componente aleatoria que de forma complementaria constituye el propio modelo de regresión múltiple.

- (c) En base a los anteriores intervalos de confianza obtenidos, se calculan entonces los porcentajes de incertidumbre del coeficiente k estimado para cada una de las 128 estaciones, dividiendo el

rango del intervalo de confianza en cuestión por el propio valor k estimado. Una vez obtenidos dichos porcentajes de incertidumbre para cada una de las estaciones, se calcula entonces el valor promedio de todos ellos (*% promedio de incertidumbre**).

- (d) A continuación, se vuelven entonces a ejecutar los tres anteriores pasos a), b) y c), pero en este caso contando sólo con aquellas estaciones en las que su valor $k_{observado}$ presenta un porcentaje de incertidumbre de menos del 80%. Adicionalmente, los tres anteriores pasos a), b) y c) han sido asimismo ejecutados para aquellas estaciones cuyo porcentaje de incertidumbre asociado al valor $k_{observado}$ resultaba menor del 60%, lo mismo para aquéllas cuyo porcentaje de incertidumbre era menor del 40%, y lo mismo tomando como umbral los valores del 30%, 25%, 20% y 15%.

Aplicando este procedimiento de análisis se han obtenido los diferentes modelos de regresión múltiple presentados en la siguiente **Tabla 5**, derivados de ajustar la ecuación (4.4) a los valores $k_{observado}$ asociados a las diferentes estaciones que secuencialmente iban pasando el filtro marcado por los umbrales de incertidumbre previamente definidos. Junto a los modelos de regresión múltiple evaluados en dicha **Tabla 5**, se incluye un análisis de adaptación de la fórmula de Fuller a cada uno de los casos examinados con el fin de comparar los resultados derivados de ésta respecto a los del análisis multivariable, habiéndose remarcado en color rojo el modelo de regresión que mejores resultados arroja.

Resulta interesante observar cómo, en líneas generales, las variables predictoras asociadas a las regresiones inferidas para las cuencas de tipología pluvial resultan principalmente de tipo morfológico, mientras que las relativas a las cuencas nivales se corresponden con variables de carácter climático.

Para el caso de las cuencas de tipología nival, la optimización de la relación k entre los caudales máximos se obtiene bajo un modelo de regresión múltiple basado en variables asociadas a la temperatura media anual, una vez excluidas 16 estaciones de aforo cuyo porcentaje de incertidumbre asociado a su valor $k_{observado}$ resulta mayor del 15%. Dicho modelo de regresión presenta un coeficiente $R^2_{ajustado}$ elevado, así como unas incertidumbres asociadas a su capacidad predictiva bastante aceptables.

Por otro lado, para las cuencas de tipo pluvial, la optimización de la relación entre los caudales máximos se alcanza bajo un modelo de regresión múltiple ajustado a 70 estaciones de aforo, en las que el porcentaje de incertidumbre asociado a sus valores $k_{observado}$ resulta menor del 40%. No obstante, dicho modelo de regresión ha arrojado un coeficiente $R^2_{ajustado}$ relativamente bajo, así como una elevada incertidumbre de su capacidad predictiva. Estos últimos resultados apuntan a una remanente falta de fiabilidad del valor $k_{observado}$ de algunas de las estaciones utilizadas en el ajuste del modelo pluvial anterior, debido a lo cual se ha llevado a cabo una segunda fase de filtrado de las estaciones bajo la cual obtener mejores resultados (ver punto 2 del presente apartado).

Tabla 5. Resultados de los diferentes modelos de regresión ajustados bajo el filtrado de estaciones basado en la incertidumbre asociada al valor $k_{\text{observado}}$

	Cuencas pluviales						Cuencas nivales					
	Nº de estaciones utilizadas	Rango de valores del coeficiente $k_{\text{observado}}$	Expresión simbólica de la regresión múltiple de mayor ajuste y significancia	Coef. R^2_{ajustado}	%promedio de incertidumbre* (asociado a los coeficientes de la regresión)	%promedio de incertidumbre* (asociado a las predicciones del modelo)	Nº de estaciones utilizadas	Rango de valores del coeficiente $k_{\text{observado}}$	Expresión simbólica de la regresión múltiple de mayor ajuste y significancia	Coef. R^2_{ajustado}	%promedio de incertidumbre* (asociado a los coeficientes de la regresión)	%promedio de incertidumbre* (asociado a las predicciones del modelo)
Con las 128 estaciones de partida	103	1.07 - 3.71	$k \sim A_c$	0.28	12.97	125.92	25	1.23 - 2.83	$k \sim A_c$	0.09	16.25	68.45
			$k \sim A_c + S_c + P_i + \text{UTMx}$	0.42	18.39	110.90			$k \sim A_p + \text{UTMx}$	0.43	16.15	53.77
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{\text{observado}} < 80\%$	93	1.07 - 3.22	$k \sim A_c$	0.25	13.41	123.50	24	1.23 - 1.92	$k \sim A_c$	-0.04	14.52	56.05
			$k \sim A_c + S_c + \text{UTMx} + \text{Evp}_p + P_0$	0.43	21..07	106.10			$k \sim \text{UTMx} + T_{\text{med}} + P_{\text{med}}$	0.52	13.13	37.84
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{\text{observado}} < 60\%$	86	1.07 - 3..22	$k \sim A_c$	0.29	13.91	124.13	22	1.23 - 1.84	$k \sim A_c$	-0.05	13.23	47.23
			$k \sim A_c + S_c + \text{UTMx} + \text{Evp}_p + P_0$	0.46	19.41	105.77			$k \sim \text{Evp}_p$	0.51	8.35	30.64
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{\text{observado}} < 40\%$	70	1.07 - 2.5	$k \sim A_c$	0.26	15.50	123.32	21	1.23 - 1.84	$k \sim A_c$	-0.05	14.31	49.26
			$k \sim A_c + S_c + \text{Evp}_p$	0.51	18.08	92.83			$k \sim \text{Evp}_p$	0.57	8.36	29.21
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{\text{observado}} < 30\%$	54	1.07 - 2.53	$k \sim A_c$	0.27	18.34	123.57	18	1.23 - 1.84	$k \sim A_c$	-0.04	15.47	50.91
			$k \sim A_c + S_c \text{ Evp}_p$	0.53	21.72	92.88			$k \sim \text{Evp}_p$	0.53	9.89	32.15
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{\text{observado}} < 25\%$	46	1.07 - 2.53	$k \sim A_c$	0.22	20.71	131.38	13	1.37 - 1.84	$k \sim A_c$	-0.06	17.25	48.56
			$k \sim A_c + S_c \text{ Evp}_p$	0.50	25.36	101.29			$k \sim \text{Evp}_p$	0.53	10.66	29.83
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{\text{observado}} < 20\%$	34	1.07 - 1.90	$k \sim A_c$	0.02	27.30	134.62	12	1.37 - 1.84	$k \sim A_c$	-0.07	20.92	53.57
			$k \sim S_c + \text{Evp}_p$	0.32	18.74	100.26			$k \sim T_{\text{med}} + T_{\text{min}}$	0.75	10.10	24.06
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{\text{observado}} < 15\%$	15	1.07 - 1.59	$k \sim A_c$	0.01	31.11	100.38	9	1.37 - 1.74	$k \sim A_c$	0.30	20.73	40.40
			$k \sim \text{UTMx} + A_c$	0.47	53.65	108.65			$k \sim T_{\text{med}} + T_{\text{min}}$	0.80	9.96	21.35

NOTA 1: Todos los porcentajes de incertidumbre se refieren al 95% de confianza.

NOTA 2: En las columnas 4 y 10 de la tabla se muestran las variables inferidas como predictores significantes de los modelos de regresión, presentándose una expresión meramente simbólica de la relación

2. *Influencia de la longitud de registros Q_{mi} - Q_{md} sobre la bondad de las regresiones ajustadas*

Como segundo indicador a tener en cuenta para analizar la fiabilidad del valor $k_{obsevado}$ de cada una de las estaciones preseleccionadas, se evalúa la influencia que sobre la bondad de las regresiones múltiples ajustadas ejerce el número de pares de registro Q_{mi} - Q_{md} existente en cada estación.

Esto ha sido analizado teniendo en cuenta que, para aquellas estaciones en las que se cuenta con pocos pares de registros para ajustar la recta de regresión entre sus correspondientes caudales Q_{mi} y Q_{md} , los residuos derivados de dicho ajuste podrían resultar poco representativos de la varianza asociada a la componente aleatoria de ese particular modelo de regresión, desvirtuándose con ello la cuantificación de la incertidumbre de su valor $k_{obsevado}$.

Así pues, teniendo en cuenta que los datos de partida presentan dos umbrales bastante marcados del número de registros Q_{mi} - Q_{md} bajo los cuales las estaciones se agrupan de una forma bastante compacta, se vuelven a ejecutar los pasos a), b), c) y d) anteriormente descritos para los siguientes dos escenarios:

- Un primer escenario adicional bajo el cual se excluyen todas aquellas estaciones que cuentan con menos de 8 pares de registros Q_{mi} - Q_{md} .
- Un segundo escenario bajo el cual se excluyen todas aquellas estaciones que presentan menos de 14 pares de registros Q_{mi} - Q_{md} .

Resulta importante subrayar que no se ha considerado adecuado plantear un escenario adicional asociado a un umbral de corte mayor al de los 14 años, ya que en ese caso quedarían excluidas las estaciones de aforo asociadas a una gran parte de las presas de la zona en estudio, lo cual no resulta recomendable teniendo en cuenta la mayor calidad de los datos registrados en ellas frente a los obtenidos en estaciones propias de río (ver apartado 5.2 del presente capítulo).

Por consiguiente, se ha procedido a analizar los dos nuevos escenarios anteriormente planteados, obteniéndose modelos pluviales de mayor capacidad descriptiva y predictiva que los que habían sido obtenidos a partir de las 128 estaciones iniciales. Comparando los resultados arrojados por estos dos nuevos escenarios, los modelos pluviales ajustados a las estaciones de aforo en las que se contaba con 8 o más pares de registros han mostrado una menor fiabilidad, derivándose de ello la recomendación de no incluir al análisis de regresión múltiple aquellas estaciones pluviales en las que no se cuente con un mínimo de 14 pares de registro Q_{mi} - Q_{md} .

No se obtenido sin embargo mejoría alguna en lo que respecta a los modelos de regresión ajustados a las cuencas de tipología nival, ya que en este caso el indicador asociado al porcentaje de incertidumbre del valor $k_{obsevado}$ resultaba capaz de filtrar, por sí mismo, aquellas estaciones que presentaban una baja fiabilidad derivada de su reducido número de registros.

En las siguientes **Tablas 6 y 7** se muestran los resultados obtenidos para cada uno de los dos nuevos escenarios analizados.

Tabla 6. Resultados de los diferentes modelos de regresión múltiple ajustados a estaciones con 8 ó más pares de datos $Q_{mi} - Q_{md}$

	Cuencas pluviales						Cuencas nivales					
	Nº de estaciones utilizadas	Rango de valores del coeficiente $k_{observado}$	Expresión simbólica de la regresión múltiple de mayor ajuste y significancia	Coef. $R^2_{ajustado}$	%promedio de incertidumbre* (asociado a los coeficientes de la regresión)	%promedio de incertidumbre* (asociado a las predicciones del modelo)	Nº de estaciones utilizadas	Rango de valores del coeficiente $k_{observado}$	Expresión simbólica de la regresión múltiple de mayor ajuste y significancia	Coef. $R^2_{ajustado}$	%promedio de incertidumbre* (asociado a los coeficientes de la regresión)	%promedio de incertidumbre* (asociado a las predicciones del modelo)
Con las 128 estaciones de partida	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado} < 80\%$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado} < 60\%$	52	1.09 - 2.84	$k \sim A_c$	0.32	17.06	120.50	-	-	-	-	-	-
			$k \sim A_c + UTMx + P_f$	0.50	20.01	88.35						
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado} < 40\%$	48	1.09 - 2.53	$k \sim A_c$	0.28	17.92	118.26	15	1.37 - 1.84	$k \sim A_c$	-0.08	17.57	49.41
			$k \sim A_c + UTMx$	0.52	17.13	81.18			$k \sim Evp_p$	0.48	10.64	30.61
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado} < 30\%$	48	1.09 - 2.53	$k \sim A_c$	0.28	17.92	118.26	14	1.37 - 1.84	$k \sim A_c$	-0.07	18.22	49.17
			$k \sim A_c + UTMx$	0.52	17.13	81.18			$k \sim T_{med}$	0.45	10.80	32.17
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado} < 25\%$	34	1.09 - 2.53	$k \sim A_c$	0.19	24.45	130.50	12	1.37 - 1.84	$k \sim A_c$	-0.07	20.92	53.57
			$k \sim A_c + UTMx + P_f$	0.54	23.58	83.01			$k \sim T_{med} + T_{min}$	0.75	10.10	24.06
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado} < 20\%$	24	1.09 - 1.90	$k \sim A_c$	-0.01	36.76	142.94	12	1.37 - 1.84	$k \sim A_c$	-0.07	20.92	53.57
			$k \sim A_c + UTMx + Evp_p$	0.53	34.88	89.63			$k \sim T_{med} + T_{min}$	0.75	10.10	24.06
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado} < 15\%$	10	1.09 - 1.59	$k \sim A_c$	-0.05	51.85	149.17	9	1.37 - 1.74	$k \sim A_c$	0.30	20.73	40.40
			$k \sim A_c + UTMx$	0.70	69.96	118.96			$k \sim T_{med} + T_{min}$	0.80	9.96	21.35

NOTA 1: Todos los porcentajes de incertidumbre se refieren al 95% de confianza.

NOTA 2: En las columnas 4 y 10 de la tabla se muestran las variables inferidas como predictores significantes de los modelos de regresión, presentándose una expresión meramente simbólica de la relación

Tabla 7. Resultados de los diferentes modelos de regresión múltiple ajustados a estaciones con 14 ó más pares de datos $Q_{mi} - Q_{md}$

	Cuencas pluviales						Cuencas nivales					
	Nº de estaciones utilizadas	Rango de valores del coeficiente $k_{observado}$	Expresión simbólica de la regresión múltiple de mayor ajuste y significancia	Coef. $R^2_{ajustado}$	%promedio de incertidumbre* (asociado a los coeficientes de la regresión)	%promedio de incertidumbre* (asociado a las predicciones del modelo)	Nº de estaciones utilizadas	Rango de valores del coeficiente $k_{observado}$	Expresión simbólica de la regresión múltiple de mayor ajuste y significancia	Coef. $R^2_{ajustado}$	%promedio de incertidumbre* (asociado a los coeficientes de la regresión)	%promedio de incertidumbre* (asociado a las predicciones del modelo)
Con las 128 estaciones de partida	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado} < 80\%$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado} < 60\%$	40	1.10 - 2.84	$k \sim A_c$	0.54	13.97	79.67	-	-	-	-	-	-
			$k \sim A_c + UTMx + P_f$	0.67	17.48	60.57						
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado} < 40\%$	38	1.10 - 2.53	$k \sim A_c$	0.48	15.07	80.51	14	1.37 - 1.84	$k \sim A_c$	-0.08	18.62	50.86
			$k \sim A_c + S_c + P_f$	0.63	17.65	63.59			$k \sim Evp_p$	0.55	10.24	28.75
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado} < 30\%$	36	1.10 - 2.53	$k \sim A_c$	0.52	15.53	78.22	13	1.37 - 1.84	$k \sim A_c$	-0.06	19.09	49.62
			$k \sim A_c + S_c + P_f$	0.66	17.87	62.21			$k \sim T_{med} + T_{min}$	0.69	9.72	24.53
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado} < 25\%$	27	1.10 - 2.53	$k \sim A_c$	0.45	21.86	86.10	12	1.37 - 1.84	$k \sim A_c$	-0.07	20.92	53.57
			$k \sim A_c + UTMx + P_f$	0.74	19.75	53.56			$k \sim T_{med} + T_{min}$	0.75	10.10	24.06
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado} < 20\%$	20	1.10 - 1.80	$k \sim A_c$	0.20	37.74	110.75	12	1.37 - 1.84	$k \sim A_c$	-0.07	20.92	53.57
			$k \sim A_c + UTMx + P_f$	0.69	29.07	61.81			$k \sim T_{med} + T_{min}$	0.75	10.10	24.06
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado} < 15\%$	7	1.10 - 1.59	$k \sim A_c$	0.35	99.31	194.41	9	1.37 - 1.74	$k \sim A_c$	0.30	20.73	40.40
			$k \sim A_c + UTMx$	0.91	45.34	67.84			$k \sim T_{med} + T_{min}$	0.80	9.96	21.35

NOTA 1: Todos los porcentajes de incertidumbre se refieren al 95% de confianza.

NOTA 2: En las columnas 4 y 10 de la tabla se muestran las variables inferidas como predictores significantes de los modelos de regresión, presentándose una expresión meramente simbólica de la relación

3. Influencia del coeficiente de determinación R^2 sobre la bondad de las regresiones ajustadas

En última instancia se ha evaluado un cuarto escenario adicional bajo el cual, aparte de obviar las estaciones con menos de 14 pares de registros $Q_{mi} - Q_{md}$, se excluyen además aquellas estaciones de aforo que presentan bajos coeficientes de determinación R^2 entre dichos registros.

Como umbral orientativo de discriminación se ha tomado el valor de 0.58 (al ser presentado por varias estaciones de ambas tipologías de la región), excluyéndose del análisis todas aquellas estaciones que presentaban un valor de R^2 menor. No obstante, también fueron identificadas otras estaciones que pese a superar levemente el umbral de 0.58, resultaban asimismo susceptibles de ser apartadas del análisis de regresión multivariable por los motivos que se indican a continuación.

En la **Figura 68** se muestra el coeficiente de determinación R^2 para cada una de las 54 estaciones de aforo que presentaban 14 o más pares de pares de registros $Q_{mi} - Q_{md}$, pudiéndose observar el bajo coeficiente R^2 asociado a las estaciones 1438 y 1215. Asimismo, en dicha figura se puede observar la particularidad asociada a las cuencas de la zona oriental del País Vasco (AR01, 1163, A2Z1, A1Z3, A1Z2, 1109, 1080, C7Z1 y 1107), cuyos reducidos coeficientes R^2 reflejan el mayor peso que en esta zona presenta la componente aleatoria de la relación $Q_{mi} \sim Q_{md}$ frente a la lineal determinística.

Mención especial merece la estación 1106 ubicada en la Comunidad foral de Navarra, ya que su inclusión acaba desvirtuando la regresión múltiple de las cuencas de tipología pluvial pese a mostrar un coeficiente de determinación R^2 bastante aceptable (0.74). Este hecho corrobora la particularidad asociada a la zona más oriental del área en estudio, ya anteriormente apuntada por la baja linealidad mostrada por las relaciones $Q_{mi} \sim Q_{md}$ de las cuencas orientales del País Vasco.

Así pues, excluyendo del análisis de regresión multivariable las 12 estaciones anteriormente señaladas, se vuelven entonces a aplicar los pasos a), b), c) y d) de la metodología planteada a todas aquellas estaciones que presentan más de 14 pares de registros $Q_{mi} - Q_{md}$. En la **Tabla 8** se presentan los resultados obtenidos pudiéndose observar que, para el caso de las cuencas de tipología nival, la optimización de la relación entre los caudales máximos se obtiene mediante un modelo de regresión múltiple basado en variables asociadas a la temperatura media anual y a la densidad de drenaje de la cuenca, a partir de 11 estaciones de aforo cuyo porcentaje de incertidumbre asociado a su valor $k_{observado}$ resulta menor del 25%. Dicho modelo, presenta un $R^2_{ajustado}$ elevado y unas incertidumbres asociadas bastante aceptables.

Para las cuencas de tipo pluvial, la optimización de la relación entre los caudales máximos se alcanza bajo un modelo de regresión múltiple ajustado a 25 estaciones de aforo, en las que el porcentaje de incertidumbre asociado a sus valores $k_{observado}$ resulta también menor del 25%. Dicho modelo, constituido por las variables predictoras del área de cuenca, el parámetro de forma, la coordenada UTMx y la precipitación máxima en 24 horas asociada a un periodo de retorno de 2.33 años, alcanza a arrojar un $R^2_{ajustado}$ elevado, así como unas incertidumbres asociadas de un orden de magnitud moderado.

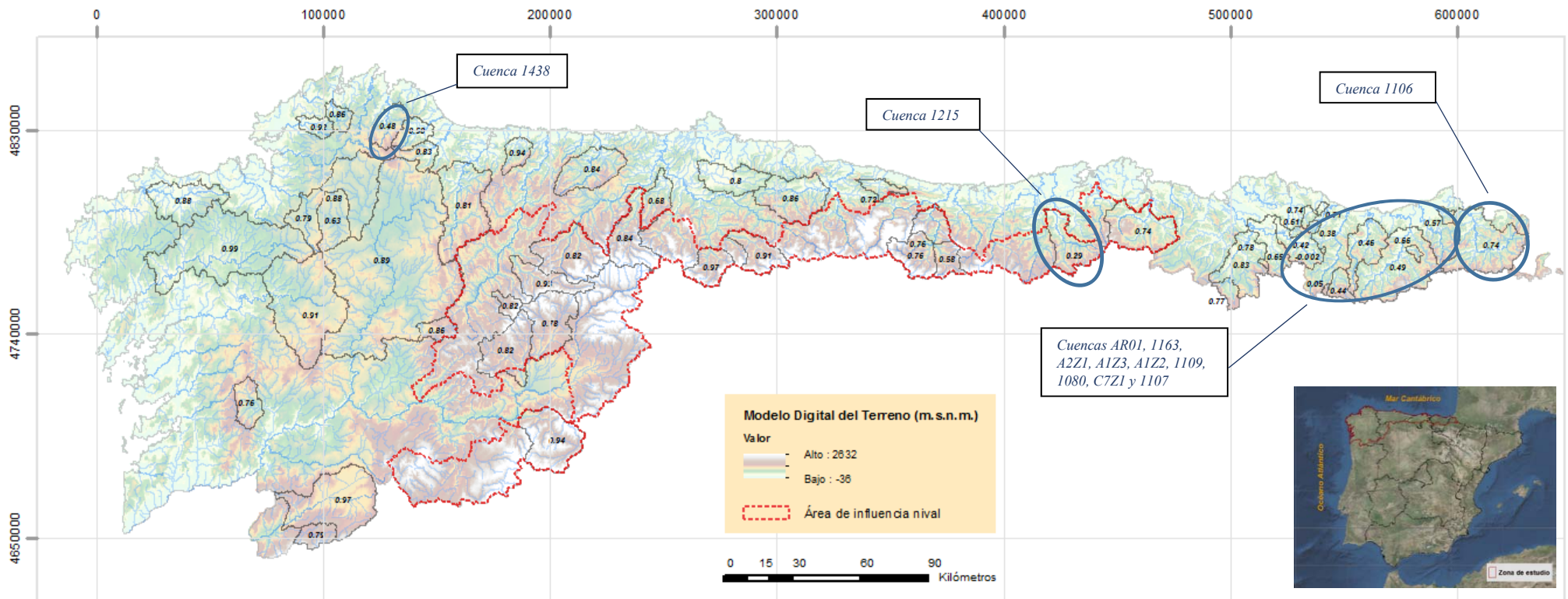


Figura 68. Coeficientes de determinación R^2 asociados a las relaciones $Q_{mi} \sim Q_{md}$ de estaciones de aforo en las que se cuenta con 14 o más pares de datos

Tabla 8. Resultados modelos de regresión múltiple ajustados a estaciones con 14 ó más pares de datos $Q_{mi} - Q_{md}$, excluyendo las estaciones 1106, A2Z1 y las de $R^2 < 0.58$

	Cuencas pluviales						Cuencas nivales					
	Nº de estaciones utilizadas	Rango de valores del coeficiente $k_{observado}$	Expresión simbólica de la regresión múltiple de mayor ajuste y significancia	Coef. $R^2_{ajustado}$	%promedio de incertidumbre* (asociado a los coeficientes de la regresión)	%promedio de incertidumbre* (asociado a las predicciones del modelo)	Nº de estaciones utilizadas	Rango de valores del coeficiente $k_{observado}$	Expresión simbólica de la regresión múltiple de mayor ajuste y significancia	Coef. $R^2_{ajustado}$	%promedio de incertidumbre* (asociado a los coeficientes de la regresión)	%promedio de incertidumbre* (asociado a las predicciones del modelo)
Con las 128 estaciones de partida	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado} < 80\%$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado} < 60\%$	33	1.10 - 2.84	$k \sim A_c$ $k \sim A_c + P_i + S_c + UTMx$	0.52 0.70	16.73 22.78	83.63 62.59	-	-	-	-	-	-
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado} < 40\%$	32	1.10 - 2.53	$k \sim A_c$ $k \sim A_c + P_i + S_c + UTMx$	0.49 0.67	17.08 23.61	82.86 63.80	13	1.37 - 1.74	$k \sim A_c$ $k \sim T_{med} + T_{min}$	-0.09 0.52	16.43 11.41	43.67 27.79
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado} < 30\%$	32	1.10 - 2.53	$k \sim A_c$ $k \sim A_c + P_i + S_c + UTMx$	0.49 0.67	17.08 23.61	82.86 63.80	12	1.37 - 1.74	$k \sim A_c$ $k \sim T_{med} + T_{min} + D_c + A_p$	-0.05 0.77	15.99 11.12	40.35 19.95
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado} < 25\%$	25	1.10 - 2.53	$k \sim A_c$ $k \sim A_c + UTMx + P_i + P_{max}$	0.46 0.82	22.94 22.28	89.91 49.50	11	1.37 - 1.74	$k \sim A_c$ $k \sim T_{med} + T_{min} + D_c$	-0.06 0.81	17.69 9.32	43.88 18.92
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado} < 20\%$	18	1.10 - 1.80	$k \sim A_c$ $k \sim A_c + UTMx + P_i$	0.21 0.76	40.61 27.91	120.18 57.66	11	1.37 - 1.74	$k \sim A_c$ $k \sim T_{med} + T_{min} + D_c$	-0.06 0.81	17.69 9.32	43.88 18.92
Con aquellas estaciones con un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado} < 15\%$	7	1.10 - 1.59	$k \sim A_c$ $k \sim A_c + UTMx$	0.35 0.91	99.31 45.34	194.41 67.84	9	1.37 - 1.74	$k \sim A_c$ $k \sim T_{med} + T_{min}$	0.30 0.80	20.73 9.96	40.40 21.35

NOTA 1: Todos los porcentajes de incertidumbre se refieren al 95% de confianza.

NOTA 2: En las columnas 4 y 10 de la tabla se muestran las variables inferidas como predictores significantes de los modelos de regresión, presentándose una expresión meramente simbólica de la relación

Análisis global de los resultados obtenidos para las cuencas de tipología pluvial

A partir de los resultados anteriormente obtenidos, en la siguiente **Figura 69** se ilustran las incertidumbres de las predicciones del valor k estimado por los modelos de regresión múltiple ajustados a las cuencas de tipo pluvial, en donde se puede observar cómo dichas incertidumbres resultan progresivamente menores según se pasa del escenario inicial (conformado por 103 estaciones pluviales con más de 2 pares de registros) a aquellos otros tres escenarios bajo los cuales se ha realizado un filtrado de estaciones en base a los umbrales mínimos planteados para el número de pares de registros por estación y su coeficiente de determinación R^2 .

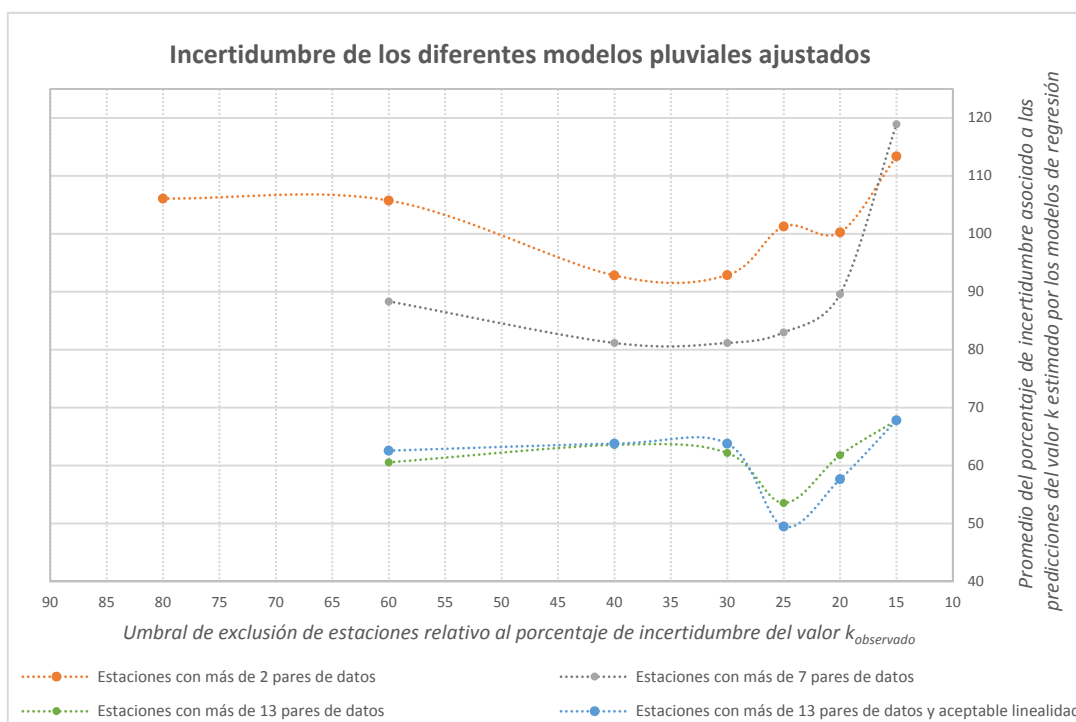


Figura 69. Incertidumbre de las predicciones del valor k estimado por los modelos de regresión múltiple pluviales

En esta **Figura 69** se puede ver cómo las cuatro curvas obtenidas, respectivamente asociadas a cada uno de los cuatro escenarios analizados, presentan una forma convexa de la que se deriva un mínimo matemático para el cual se optimiza la relación entre el coeficiente de flujo máximo k y las características físicas de las cuencas pluviales utilizadas en cada uno de los escenarios. Asimismo, se puede observar cómo la optimización global del análisis se alcanza bajo el caso de estudio constituido por aquellas estaciones pluviales que presentan 14 ó más pares de datos, un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado}$ menor del 25% y una aceptable linealidad de la relación entre sus pares de registros $Q_{mi} - Q_{md}$.

En la siguiente **Tabla 9** se presentan las variables predictoras de los doce primeros modelos anidados asociados al caso de estudio para el cual se obtiene la optimización de la relación k , ilustrándose en la **Figura 70** cómo aumenta el coeficiente $R^2_{ajustado}$ según se van incorporando las variables de mayor significancia estadística a la regresión, alcanzando su valor máximo de $R^2_{ajustado}$ bajo el modelo 4 constituido por las variables predictoras A_c , P_f , $UTMx$ y P_{max} , punto a partir del cual comienza entonces a reducirse.

Tabla 9. Variables incorporadas a los 12 primeros modelos anidados bajo estaciones pluviales con 14 ó más pares de datos y porcentaje de incertidumbre del $k_{observado} < 25\%$, excluidas las estaciones 1106, A2Z1 y las de $R^2 < 0.58$

Modelo de regresión	Variables predictoras
Modelo 1	A_c
Modelo 2	$A_c + UTMx$
Modelo 3	$A_c + UTMx + P_f$
Modelo 4	$A_c + UTMx + P_f + P_{max}$
Modelo 5	$A_c + UTMx + P_f + P_{max} + S_c$
Modelo 6	$A_c + UTMx + P_f + P_{max} + S_c + Evp_p$
Modelo 7	$A_c + UTMx + P_f + P_{max} + S_c + Evp_p + Rec$
Modelo 8	$A_c + UTMx + P_f + P_{max} + S_c + Evp_p + Rec + P0$
Modelo 9	$A_c + UTMx + P_f + P_{max} + S_c + Evp_p + Rec + P0 + H$
Modelo 10	$A_c + UTMx + P_f + P_{max} + S_c + Evp_p + Rec + P0 + H + UTM_y$
Modelo 11	$A_c + UTMx + P_f + P_{max} + S_c + Evp_p + Rec + P0 + H + UTM_y + Esc$
Modelo 12	$A_c + UTMx + P_f + P_{max} + S_c + Evp_p + Rec + P0 + H + UTM_y + Esc + T_{med}$

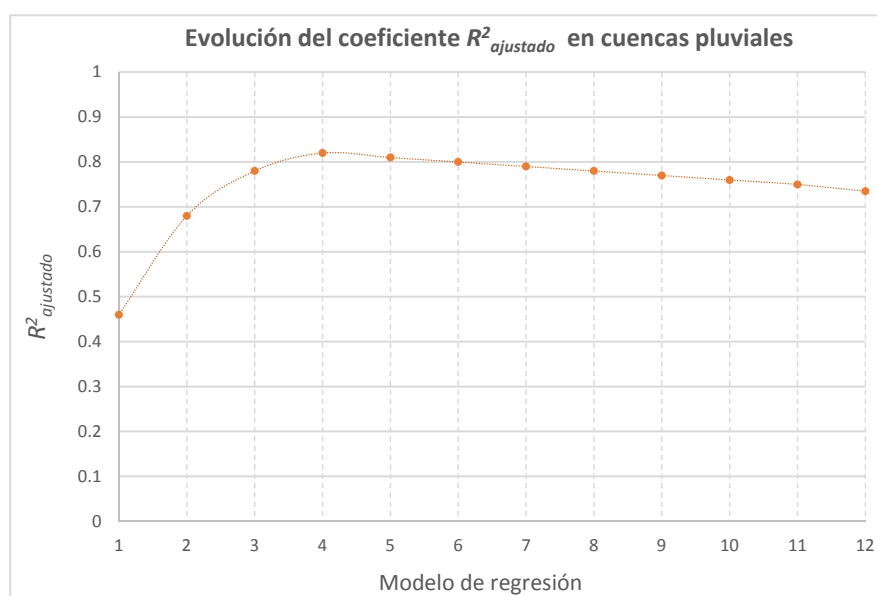


Figura 70. Evolución del $R^2_{ajustado}$ bajo estaciones pluviales con 14 ó más pares de datos que presentan un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado}$ menor del 25%, excluidas las estaciones 1106, A2Z1 y aquellas cuyo $R^2 < 0.58$

De forma complementaria, en la siguiente **Tabla 10** se presentan los resultados del análisis de varianza ANOVA desarrollado para esos 12 primeros modelos anidados, pudiéndose ver cómo se constata la mayor fiabilidad del modelo 4 frente a los demás modelos ajustados.

Tabla 10. Resultados ANOVA para los 12 primeros modelos anidados de cuencas pluviales en escenario de optimización

Modelo de regresión pluvial	Grados de libertad	Error estándar	Estadístico F	Probabilidad (>F)
1	23	0.871	-	-
2	22	0.489	19.8814	0.001218 **
3	21	0.315	9.0520	0.013148 *
4	20	0.249	3.3920	0.095325 .
5	19	0.240	0.4882	0.500662
6	18	0.238	0.1140	0.742641
7	17	0.238	0.0136	0.909400
8	16	0.237	0.0293	0.867397
9	15	0.236	0.0311	0.863616
10	14	0.226	0.55597	0.471625
11	13	0.225	0.0001	0.992421
12	12	0.207	0.0508	0.826285

Significancias estadísticas en tanto por 1: ** $0.001 < \alpha < 0.01$ * $0.01 < \alpha < 0.05$. $0.05 < \alpha < 0.1$

Adicionalmente, en la **Tabla 11** se muestra la significancia estadística de las variables predictoras del modelo 4 derivada de las pruebas de hipótesis asociadas a sus correspondientes coeficientes de regresión. Para esta evaluación, como *hipótesis nula* H_0 se ha tomado la hipotética inexistencia de correlación entre el logaritmo de las variables y el logaritmo del valor $k-1$, apuntándose con gran nivel de significancia hacia la conveniencia de rechazar H_0 en favor de la *hipótesis alternativa* H_A asociada a la sí existencia de correlación.

Tabla 11. Coeficientes de la regresión múltiple óptima en su dominio logarítmico y resultados de los test de hipótesis estadísticas asociadas a la existencia de correlación para las cuencas de tipo pluvial

	Coefficiente estimado	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad (> t)
Intercepción	- 3.214	1.169	-2.749	0.012371 *
Área de cuenca (A_c)	- 1.014	0.218	-4.650	0.000154 ***
Parámetro de forma (P_f)	-1.709	0.456	-3.745	0.001276 **
UTMx del centroide de la cuenca	0.453	0.076	5.966	7.81exp-06 ***
Precipitación máxima diaria T2.33 (P_{max})	1.271	0.556	2.284	0.033459 *

Significancias estadísticas en tanto por 1: *** $0 < \alpha < 0.001$ ** $0.001 < \alpha < 0.01$ * $0.01 < \alpha < 0.05$

Como se puede observar en la **Tabla 11** anterior, la variable A_c muestra una elevada probabilidad de correlación respecto a la relación k (consistente con la formulación propuesta por Fuller), así como con la coordenada UTMx del centroide de las cuencas y el parámetro de forma (P_f) presentado por éstas. Aunque en menor medida, también resulta significativa la probabilidad de correlación entre la relación k y la precipitación máxima diaria asociada a un periodo de retorno de 2.33 años, variable hidrológica de cuantía muy similar a la precipitación máxima diaria promedio anual.

De este modo, tomando los antilogaritmos de la regresión lineal múltiple optimizada para las cuencas de tipo pluvial, se ha obtenido la siguiente expresión matemática en su dominio real:

$$k = 1 + 6.1 \cdot 10^{-4} \cdot \frac{UTMx^{0.453} \cdot P_{max}^{1.271}}{A_c^{1.014} \cdot P_f^{1.709}} \quad (5.1)$$

donde:

$$k = Q_{mi}/Q_{md}$$

Q_{mi} = Caudal máximo instantáneo anual (m^3/s)

Q_{md} = Caudal máximo medio diario anual (m^3/s)

A_c = Área de cuenca (km^2)

P_f = Parámetro de forma de la cuenca (Perímetro de la cuenca [km] / A_c [km^2])

P_{max} = Precipitación máxima diaria anual promediada en la cuenca para un periodo de retorno T de 2.33 años [mm]

$UTMx$ = Coordenada x del centroide de la cuenca, asociada al sistema de proyección UTM, huso 30, datum ETRS89 [m]

Tal y como ocurre en la propia expresión de Fuller, la variable A_c aparece en el denominador de la ecuación (5.1) anteriormente propuesta, de forma que la relación k entre los caudales máximos Q_{mi} y Q_{md} disminuye según aumenta el área de la cuenca evaluada. Tal relación presenta una interpretación física razonable que se discute a continuación junto a la interpretación de las otras tres variables incluidas por la regresión:

- La variable A_c , incluida en el denominador de la ecuación (5.1), refleja la predisposición que presentan las cuencas de mayor área de captación a que sus avenidas máximas anuales sean generadas por eventos de lluvia de considerable extensión temporal y espacial (originándose con ello hidrogramas de avenida apaisados que limitan el valor del coeficiente k), así como la predisposición complementaria asociada que las avenidas máximas anuales de las cuencas de menor área de captación puedan ser generadas por eventos más localizados pero de mayor intensidad (originándose hidrogramas más picudos de mayor cuantía del flujo máximo k).
- Por otro lado, puesto que al aumentar el parámetro de forma de una cuenca se incrementa el tiempo de concentración de la escorrentía, las máximas avenidas anuales de las cuencas que presenten un mayor perímetro para igual área de captación tenderán a ser originadas por eventos de precipitación más duraderos y extensos, y viceversa. Por ello resulta coherente que la variable P_f aparezca en el denominador de la ecuación (5.1), ya que cuanto más duraderos y extensos sean los eventos de precipitación, más apaisados resultarán sus hidrogramas de avenida (menor valor del coeficiente k).
- Adicionalmente, la coordenada $UTMx$ del centroide de la cuenca se presenta en el numerador de la ecuación (5.1), manifestándose un incremento del valor de k según la cuenca se ubica más hacia el

este de la zona en estudio. Esto parece reflejar la variación climática existente a lo largo de la longitud geográfica del norte peninsular, apuntándose a una mayor brusquedad de los episodios de lluvia cuanto más hacia el este nos movemos.

- Finalmente, se puede observar cómo la precipitación máxima diaria P_{max} también se presenta en el numerador de la ecuación (5.1), de modo que cuanto más elevada es esta precipitación mayor resulta el valor de k . Esta correspondencia adquiere sentido, ya que cuanto mayor sea la precipitación máxima diaria mayores tenderán a ser las correspondientes precipitaciones asociadas a los subintervalos de tiempo del día en cuestión, favoreciéndose con ello la generación de hidrogramas de avenida más picudos (mayor valor del coeficiente k).

Físicamente consistente con los razonamientos anteriormente esgrimidos resulta el hecho de que la pendiente media de la cuenca (S_c) también se muestre como un predictor relevante de la relación k , si bien su alta correlación con la variable A_c y con la coordenada UTM_x acaban por desplazarla de la ecuación.

Análisis global de los resultados obtenidos para las cuencas de tipología nival

Tal y como se desprende de los resultados presentados en las **Tablas 5, 6, 7 y 8**, el coeficiente de flujo máximo k de las cuencas localizadas dentro del área de influencia nival identificada por el programa ERHIN (DGA, 2012) ha mostrado una fuerte vinculación con las variables climáticas asociadas a la temperatura, debilitándose de una forma particularmente llamativa la influencia ejercida por la variable del área de cuenca.

Estos resultados parecen apuntar a que las avenidas máximas anuales en este tipo de cuencas de carácter nival, para la zona cantábrica de la Península Ibérica, tienden a producirse cuando una gran parte de la nieve acumulada durante los meses fríos del año se funde bajo episodios bruscos de subidas de temperatura, en muchos casos acompañadas de lluvias que al precipitar sobre los mantos de nieve aceleran el proceso de fusión. Esta casuística conduce a que la forma de los hidrogramas de las avenidas máximas anuales se encuentre fuertemente condicionada por el tiempo que tarda en derretirse la nieve durante el evento de fusión, perdiendo fuerza la influencia ejercida por las características morfológicas sobre la relación k .

Esta fenomenología se manifiesta al evaluar el ajuste lineal presentado por los logaritmos de los valores ($k_{observado}-1$) frente al logaritmo de la temperatura media anual de las cuencas asociadas a las 11 estaciones nivales con mayor fiabilidad de su valor $k_{observado}$, así como al analizar complementariamente el ajuste de los logaritmos de los valores ($k_{observado}-1$) frente al logaritmo del área de cuenca de cierre de esas mismas 11 estaciones.

En las siguientes **Figuras 71(a) y 71(b)** se ilustran respectivamente ambos ajustes, pudiéndose observar cómo el área de cuenca resulta incapaz de explicar la varianza de los valores $k_{observado}$ de esas 11 estaciones nivales, que sin embargo sí encuentra una apreciable explicación bajo la temperatura media anual.

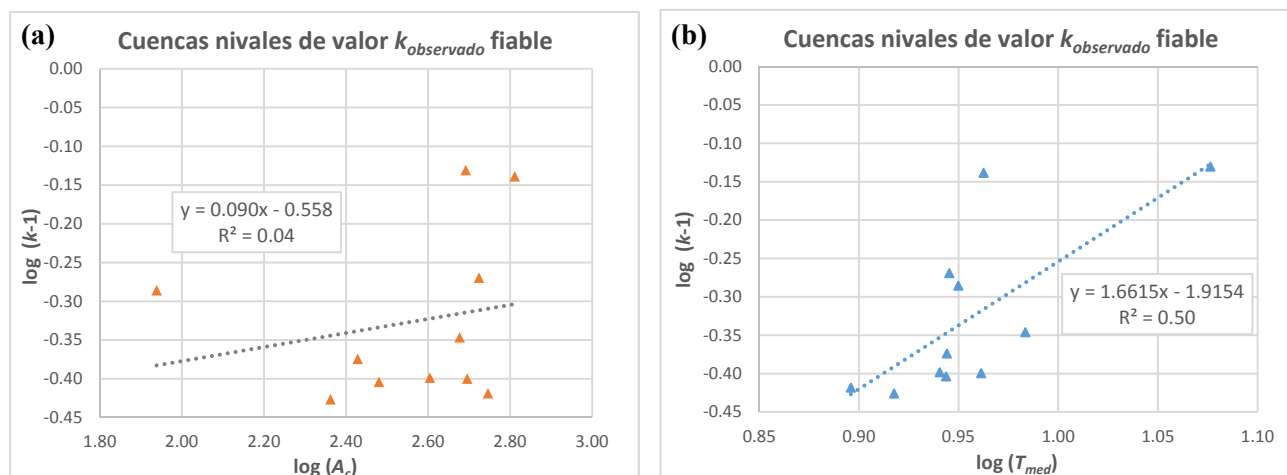


Figura 71. Análisis exploratorio logarítmico del coeficiente k de las principales cuencas nivales frente a las variables del (a) área de cuenca y (b) la temperatura media anual promediada en la cuenca

Desde una perspectiva global, las incertidumbres de las predicciones del valor k estimado por los modelos de regresión múltiple ajustados a las cuencas de tipo nival se presentan en la siguiente **Figura 72**, en donde se puede observar cómo dichas incertidumbres resultan progresivamente menores según se pasa del escenario inicial (conformado por 25 estaciones nivales con más de 2 pares de datos) a aquellos otros tres escenarios bajo los cuales se ha realizado un filtrado de estaciones en base a los umbrales mínimos planteados para el número de pares de datos por estación y sus coeficientes de determinación R^2 .

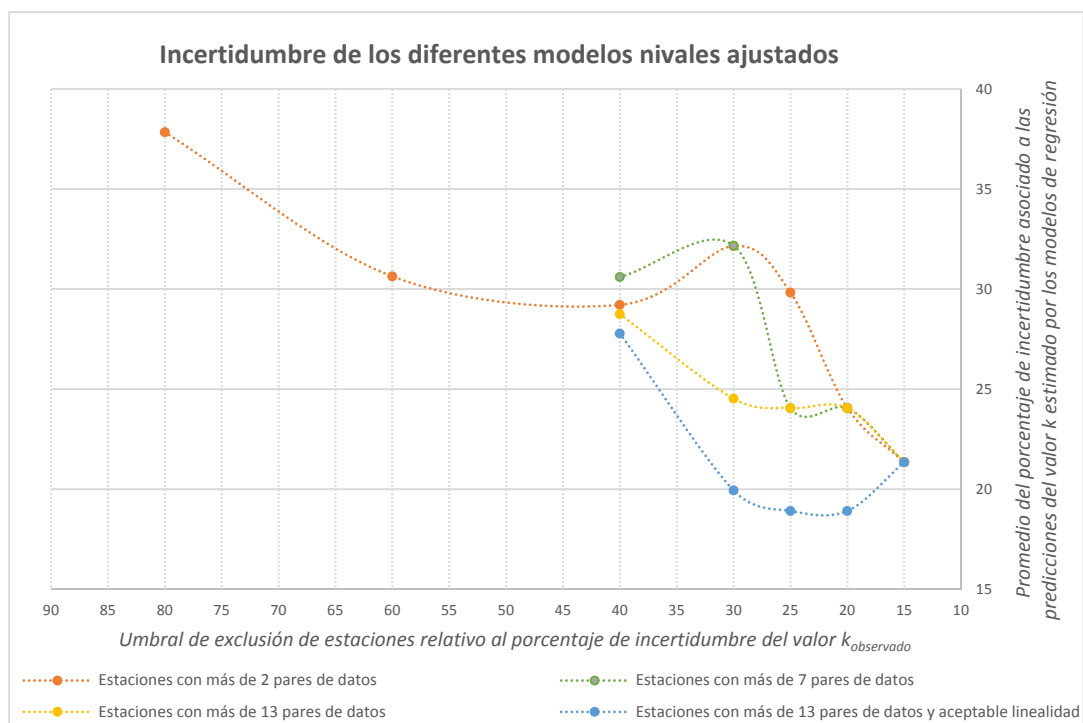


Figura 72. Incertidumbre de las predicciones del valor k estimado por los modelos de regresión múltiple nivales

En este caso, únicamente se obtiene una forma convexa de la curva de incertidumbre asociada al cuarto escenario analizado, debido a que las otras tres curvas se encuentran desvirtuadas por la inclusión de la

estación nival 1215. Esto se debe a que la falta de linealidad entre los pares de registros de dicha estación pase desapercibida al filtro asociado a la incertidumbre de su valor $k_{observado}$ (por la gran cantidad de registros que presenta), lo cual hace que no resulte excluida de los análisis hasta que finalmente se aparta del cuarto escenario debido a su bajo coeficiente de determinación ($R^2 = 0.29$).

Al igual que en el caso de las cuencas pluviales, la optimización global de la regresión para las cuencas de tipo nival se alcanza bajo estaciones que presentan 14 ó más pares de datos, un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado}$ menor del 25% y una aceptable linealidad entre sus pares de registros $Q_{mi} - Q_{md}$. En la siguiente **Tabla 12** se muestran las variables predictoras de los siete primeros modelos anidados asociados a este caso de estudio, bajo el cual se ha alcanzado la optimización la relación entre el coeficiente de flujo máximo k y las características físicas de las cuencas de tipología nival.

Tabla 12. Variables incorporadas a los 7 primeros modelos anidados bajo estaciones nivales con 14 ó más pares de datos, porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado} < 25\%$ y coeficiente de determinación $R^2 > 0.58$

Modelo de regresión	Variables predictoras
Modelo 1	T_{med}
Modelo 2	$T_{med} + T_{min}$
Modelo 3	$T_{med} + T_{min} + D_c$
Modelo 4	$T_{med} + T_{min} + D_c + Ap$
Modelo 5	$T_{med} + T_{min} + D_c + Ap + S_c$
Modelo 6	$T_{med} + T_{min} + D_c + Ap + S_c + H$
Modelo 7	$T_{med} + T_{min} + D_c + Ap + S_c + H + UTMx$

Comparando los anteriores modelos anidados con los obtenidos para las cuencas de tipología pluvial (ver respectivamente **Tablas 12** y **9** anteriormente presentadas), se puede observar cómo las principales variables predictoras asociadas a los escenarios de optimización muestran igualmente una importante diferencia tipológica asociada al carácter pluvial o nival de las cuencas. En este sentido, la particular fenomenología asociada a la generación de avenidas bajo influencia nival no sólo se refleja en el fuerte vínculo presentado por la relación k y la temperatura media anual, sino también en la relevancia de otro tipo de variables como la densidad de drenaje de la cuenca o su aportación total anual, cuyas significancias estadísticas para el caso de las cuencas pluviales resultan totalmente despreciables.

No obstante y pese a la relevancia mostrada por dichas variables para el caso nival, el análisis evolutivo del coeficiente $R^2_{ajustado}$ de los modelos nivales de la **Tabla 12** no alcanza a aportar unos resultados concluyentes que permitan identificar con rigor el modelo óptimo de la regresión, ya que, tal y como se muestra en la siguiente **Figura 73**, el valor de dicho coeficiente aumenta progresivamente sin llegar a alcanzar un máximo determinado.

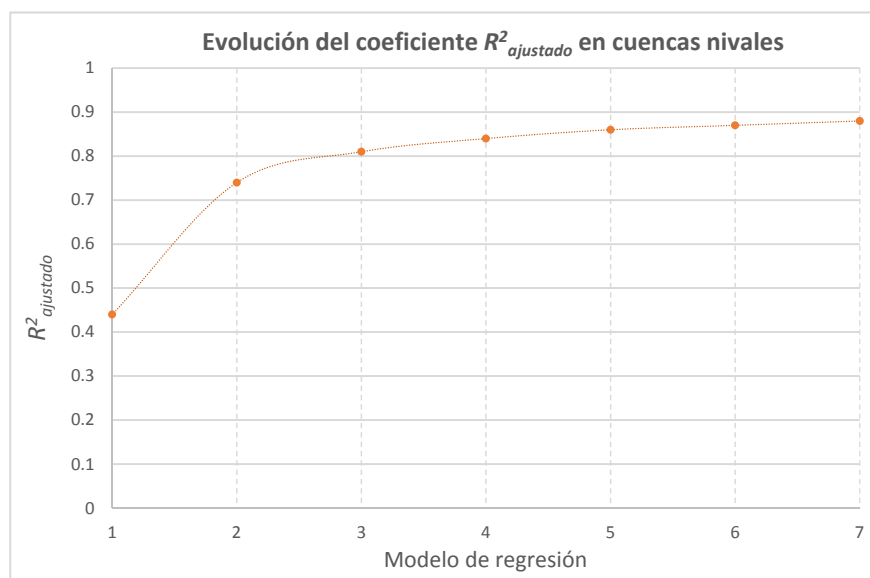


Figura 73. Evolución del $R^2_{ajustado}$ bajo estaciones nivales con 14 ó más pares de datos que presentan un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado}$ menor del 25%, excluyendo la estación 1215 por bajo coeficiente R^2

Por ello es que haya resultado fundamental completar la anterior evaluación con un análisis de varianza ANOVA y unas pruebas de hipótesis estadísticas asociadas a la significancia de cada variable en cuestión, con el fin de identificar aquellas variables bajo las cuales se optimiza la relación entre el coeficiente de flujo máximo k y las características físicas de las cuencas nivales.

En la siguiente **Tabla 13** se muestran los resultados del análisis de varianza ANOVA desarrollado para los siete modelos anidados anteriormente indicados, en donde se puede observar la significativa mejoría aportada por las tres primeras variables incorporadas a la regresión (T_{med} , T_{min} y D_c), así como la menor confianza asociada al resto de variables de partida cuya incorporación a los modelos anidados proporciona una explicación insuficientemente significativa de la varianza residual de los datos.

Tabla 13. Resultados ANOVA para los 7 primeros modelos anidados de cuencas nivales en escenario de optimización

Modelo de regresión nival	Grados de libertad	Error estándar	Estadístico F	Probabilidad (>F)
1	9	0.058	-	-
2	8	0.024	25.3064	0.01514 *
3	7	0.015	6.3749	0.08581 ·
4	6	0.010	3.5287	0.15693
5	5	0.007	2.3550	0.22244
6	4	0.005	1.4211	0.31892
7	3	0.004	1.2812	0.33998

Significancias estadísticas en tanto por 1: * $0.01 < \alpha < 0.05$ · $0.05 < \alpha < 0.1$

En base a los anteriores resultados, el modelo 3 se presenta como el más adecuado para representar y estimar la relación entre el coeficiente k y la caracterización de las cuencas navales de la zona en estudio, aspecto que ha sido corroborado mediante pruebas de hipótesis estadísticas aplicadas a este modelo y a otros de mayor número de predictores. En las siguientes **Tablas 14, 15 y 16** se muestran los resultados de las pruebas de hipótesis aplicadas a los modelos 3, 4 y 5 respectivamente, en donde se puede ver cómo las significancias estadísticas de las variables T_{med} , T_{min} y D_c quedan en todos los casos por debajo del umbral del 10 % adoptado como indicativo de la probable correlación existente entre dichas variables y el coeficiente k .

Tabla 14. Test de hipótesis estadísticas asociadas a la regresión múltiple logarítmica ajustada a 3 predictores bajo las 11 estaciones navales con las que se alcanza la optimización del análisis de regresión

	Coeficiente estimado	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad (> t)	
Intercepción	- 1.932	0.311	- 6.212	0.00044	***
Temperatura media anual	1.593	0.329	4.839	0.00188	**
Temperatura mínima media anual	- 0.080	0.019	- 4.203	0.00402	**
Densidad de drenaje	- 0.202	0.103	- 1.963	0.09048	.

Significancias estadísticas: *** $0 < \alpha < 0.001$ ** $0.001 < \alpha < 0.01$ * $0.01 < \alpha < 0.05$. $0.05 < \alpha < 0.1$

Tabla 15. Test de hipótesis estadísticas asociadas a la regresión múltiple logarítmica ajustada a 4 predictores bajo las 11 estaciones navales con las que se alcanza la optimización del análisis de regresión

	Coeficiente estimado	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad (> t)	
Intercepción	- 2.176	0.318	- 6.841	0.000479	***
Temperatura media anual	1.377	0.324	4.239	0.005446	**
Temperatura mínima media anual	- 0.078	0.017	- 4.578	0.003780	**
Densidad de drenaje	- 0.363	0.136	- 2.671	0.036988	*
Aportación total anual promedio	0.147	0.091	1.621	0.156139	

Significancias estadísticas: *** $0 < \alpha < 0.001$ ** $0.001 < \alpha < 0.01$ * $0.01 < \alpha < 0.05$

Tabla 16. Test de hipótesis estadísticas asociadas a la regresión múltiple logarítmica ajustada a 5 predictores bajo las 11 estaciones navales con las que se alcanza la optimización del análisis de regresión

	Coeficiente estimado	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad (> t)	
Intercepción	- 3.287	0.826	- 3.978	0.01055	*
Temperatura media anual	1.594	0.335	4.754	0.00508	**
Temperatura mínima media anual	- 0.065	0.018	- 3.550	0.01638	*
Densidad de drenaje	- 0.407	0.129	- 3.156	0.02521	*
Aportación anual promedio	0.198	0.091	2.178	0.10135	
Pendiente media de la cuenca	0.448	0.311	1.437	0.21022	

Significancias estadísticas: ** $0.001 < \alpha < 0.01$ * $0.01 < \alpha < 0.05$

De este modo, tomando los antilogaritmos de la regresión lineal múltiple del modelo 3 de las cuencas nivales, se ha obtenido la siguiente expresión matemática en su dominio real:

$$k = 1 + 0.0117 \cdot \frac{T_{med}^{1.593}}{T_{min}^{0.08} \cdot D_c^{0.202}} \quad (5.2)$$

donde:

$$k = Q_{mi}/Q_{md}$$

Q_{mi} = Caudal máximo instantáneo anual (m³/s)

Q_{md} = Caudal máximo medio diario anual (m³/s)

T_{med} = Temperatura media anual promediada en la cuenca (°C)

T_{min} = Temperatura mínima media anual de la cuenca (°C)

D_c = Densidad de drenaje (Longitud total de cauces [km] / Área de cuenca [km²])

Desde un punto de vista hidrológico, estas tres variables predictoras del modelo de regresión nival presentan una interpretación física consistente cuyo análisis cualitativo se presenta a continuación:

- En primer lugar se observa que cuanto mayor resulta la temperatura media anual T_{med} de una cuenca, mayor probabilidad existe de que se produzcan en ella episodios rápidos de deshielo a partir de los cuales se desarrollen hidrogramas de avenida menos apaisados de coeficiente k más elevado. Por ello es que la variable T_{med} aparezca en el numerador de la ecuación (5.2).
- Por otro lado, a través de la temperatura mínima media anual T_{min} se refleja el potencial presentado por el clima de una cuenca para mantener retenida una mayor cantidad de nieve hasta la época propiamente del deshielo, de forma que cuanto menor resulte esta variable T_{min} , mayor potencial existirá de aporte de agua durante las avenidas máximas asociadas a los procesos de fusión. De este modo, puesto que la parte más sustancial del derretimiento durante una avenida tenderá a producirse bajo intervalos de tiempo menores de 24 horas, este mayor aporte de agua provocará hidrogramas diarios de avenida más picudos bajos los cuales se incrementará el valor de la relación k . Por ello es que la temperatura mínima aparezca en el denominador de la ecuación (5.2).
- Por último, la densidad de drenaje D_c aparece en el denominador de la ecuación (5.2), ya que cuanto mayor longitud recorre el flujo difuso de nieve fundida hasta alcanzar un cauce (esto es, menor densidad de drenaje), mayor es el arrastre añadido de nieve que adicionalmente aporta agua al punto de desfogue durante la fusión, incrementándose la relación k entre el caudal punta de la avenida y su caudal medio diario teniendo en cuenta que la parte más sustancial del derretimiento de nieve tenderá a producirse bajo un intervalo de tiempo menor de 24 horas.

Relacionado con el anterior razonamiento cabría esperar que la pendiente media de la cuenca pudiera tener algún grado de influencia sobre la relación k , lo cual en cierta medida ocurre si bien con un grado de significancia que no llega a cumplir con el umbral máximo del 10% que ha sido adoptado por las pruebas de hipótesis estadísticas aplicadas (ver **Tabla 16**).

Desde un punto de vista práctico cabe subrayar que la ecuación (5.2) presenta la limitación de no poder ser aplicada a cuencas cuya temperatura mínima media anual resulta ≤ 0 , si bien esta limitación no ha afectado a los objetivos perseguidos por la presente Tesis ya que en ninguna de las cuencas analizadas se da dicha circunstancia.

Bondad de los modelos de regresión múltiple propuestos

Una vez deducidas las anteriores ecuaciones de regresión (5.1) y (5.2), a continuación se ha procedido a realizar un análisis de las desviaciones existentes entre los valores k estimados mediante dichas ecuaciones y los valores $k_{observado}$ de cada una de las estaciones que han sido utilizadas para el propio ajuste de ambos modelos.

De forma complementaria, también se han evaluado las desviaciones mostradas por las estimaciones derivadas de la adaptación de la fórmula de Fuller a esas mismas estaciones, con el objetivo de comparar en detalle los modelos de regresión propuestos en la presente Tesis frente a la fórmula de Fuller.

Para ello, aparte de analizar los coeficientes $R^2_{ajustado}$ de las regresiones y las incertidumbres asociadas a las predicciones del coeficiente de flujo máximo k , se han calculado los sesgos y errores cuadráticos medios (RMSE) en base a las siguientes expresiones.

$$Sesgo : \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - 1)}{n} \quad (5.3)$$

$$Error \ cuadrático \ medio \ RMSE : \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - 1)^2}{n}} \quad (5.4)$$

donde:

y_i = ratio entre el valor estimado de k y el valor $k_{observado}$ para la estación i

n = número de estaciones en las que se cuenta con estimación del valor $k_{observado}$

En la **Tabla 17** a continuación adjunta se muestran los resultados obtenidos tanto para las cuencas de tipología pluvial como para las de tipo nival.

Tabla 17. Bondad de ajuste y capacidad predictiva de los principales modelos de regresión obtenidos

Modelo	Tipología de cuencas utilizadas en el modelo			Número de estaciones de aforo	$R^2_{ajustado}$	Sesgo	RMSE	% promedio de incertidumbre asociado a las predicciones del modelo *
	Pluviales + nivales	Pluviales	Nivales					
(a)	Modelo $k \sim A_c$			36	0.41	- 1.59 %	11.5 %	65.37 %
(b)	Modelo $k \sim A_c$			25	0.46	-1.09 %	11.3 %	89.91 %
(c)	Modelo $k \sim A_c$			11	-0.06	-0.29 %	7.7 %	43.88 %
(d)	Modelo $k \sim A_c + UTMx + P_f + P_{max}$ (ver ecuación (5.1))			25	0.82	-0.02 %	8.3 %	49.50 %
(e)	Modelo $k \sim T_{med} + T_{min} + D_c$ (ver ecuación (5.2))			11	0.81	-0.05 %	2.7 %	18.92 %

* Este indicador ha sido estimado en base a los porcentajes de incertidumbre asociados a las predicciones proporcionadas por los modelos en las 128 estaciones de aforo de partida (al 95% de significancia)

Comparando los resultados derivados del modelo (b) frente a los obtenidos con el modelo (a), se puede ver cómo la mejora obtenida al excluir las estaciones de tipo nival del análisis de adaptación de la fórmula de Fuller resulta bastante leve, llegando incluso a presentar una mayor incertidumbre asociada a las predicciones del coeficiente k . Matemáticamente, esto responde a la moderada varianza que presentan los valores $k_{observado}$ de las estaciones nivales (cuya reducida cuantía acaba siendo considerablemente enmascarada por el gran intervalo de valores $k_{observado}$ barrido por las cuencas de tipología pluvial), aspecto que provoca que los indicadores de ajuste no mejoren excesivamente al excluir las cuencas de tipología nival de la adaptación de la fórmula de Fuller, al tiempo que se incrementa la incertidumbre de las predicciones por el mero hecho de contar con una menor cantidad de información de partida.

A este respecto, el modelo (c) resulta muy ilustrativo, pudiéndose ver cómo el área de cuenca A_c resulta incapaz de explicar la varianza de los valores $k_{observado}$ de las cuencas de tipo nival que sin embargo sí es aceptablemente explicada por la temperatura media anual T_{med} de la cuencas (ver **Figura 71(b)**).

Acorde a estos resultados y a la interpretación física asociada al origen de las avenidas máximas anuales en cada tipología de cuenca, el planteamiento de separar el análisis de regresión entre las cuencas de tipo pluvial y nival ha resultado muy provechoso, pudiéndose explicar con un mayor grado de detalle la particular fenomenología asociada a cada tipología de cuenca.

En este sentido, el modelo (d) propuesto para las cuencas de tipo pluvial aporta una mejora importante de las capacidades descriptivas y predictivas respecto a la clásica ecuación de Fuller, mostrando un coeficiente $R^2_{ajustado}$ considerablemente mayor, así como un sesgo, un $RMSE$ y unas incertidumbres de predicción apreciablemente menores.

Todavía más acusada resulta la mejora aportada por el modelo (e) propuesto para las cuencas de tipología nival, bajo el cual se obtiene un coeficiente $R^2_{ajustado}$ mucho más elevado que el proporcionado por la ecuación de Fuller, así como un sesgo, un $RMSE$ y unas incertidumbres de predicción considerablemente menores.

5.3.2.3 Análisis del coeficiente Q_{mi}/Q_{md} en cuencas de tipología mixta

El hecho de que sólo existan dos cuencas de tipología mixta en las que se cuenta con pares de registros $Q_{mi} - Q_{md}$ (estaciones 1237 y 1369) no hace aconsejable intentar ajustar una tercera ecuación de regresión basada en las variables hidrológicas/climáticas de estas dos cuencas, teniendo en cuenta además que el número de pares de registros en ambas estaciones resulta bajo (6 y 11 pares de datos respectivamente).

Esta argumentación resulta razonable, ya que al darse una mezcla de área pluvial y nival en este tipo de cuencas, la ecuación de regresión requeriría de una relevante cantidad de parámetros cuyos valores estimados presentarían una elevada incertidumbre asociada al hecho de contar con muy poca información de caudales máximos registrada.

Por ello, la estimación de las lagunas de Q_{mi} para las tres cuencas mixtas en las que se cuenta con registros de Q_{md} en la zona en estudio (cuencas delimitadas por las estaciones 1237, 1369 y La Barca), ha probado a ser

realizada mediante un enfoque alternativo de análisis basado en la evaluación de la secuencia de los caudales medios diarios registrados durante las avenidas máximas anuales, cuya expresión matemática se muestra en la ecuación (4.7) del **Capítulo 4**.

Tal y como se deriva del análisis cualitativo de dicha ecuación, el hecho de contar únicamente con dos parámetros a calibrar proporciona a priori la posibilidad de obtener un ajuste razonablemente útil de la relación $Q_{mi} \sim Q_{md}$ para las cuencas de tipología mixta, pese a disponer de sólo 14 años de registros de todos los caudales que intervienen en esa expresión.

De este modo, haciendo uso del método de mínimos cuadrados aplicado a los registros de las estaciones 1237 y 1369, se han estimado los correspondientes parámetros a y b de la expresión (4.7) cuyos valores se muestran ya incluidos en la siguiente ecuación (5.5):

$$Q_{mi} (\text{avenida máxima anual}) = 1.56 Q_2 + (-0.012)(Q_1 + Q_3) \quad (5.5)$$

donde:

$Q_{mi} (\text{avenida máxima anual})$ = Caudal máximo instantáneo asociado a la avenida bajo la cual se registra el máximo caudal medio diario del año (m^3/s)

Q_2 = Caudal máximo medio diario del día pico de la avenida

Q_1 = Caudal máximo medio diario del día precedente al pico

Q_3 = Caudal máximo medio diario del día posterior al pico

Como se puede ver, la calibración de los correspondientes parámetros arroja una considerable mayor influencia del caudal máximo medio diario del día pico que la proporcionada por los correspondientes caudales medios de los días anterior y posterior, obteniéndose una relación prácticamente lineal entre los caudales Q_{mi} y Q_{md} para este tipo de cuencas mixtas.

Estos resultados han sido contrastados con los obtenidos directamente del análisis de relación lineal existente entre los registros $Q_{mi} - Q_{md}$ de cada una de las dos estaciones 1369 y 1237, pudiéndose observar que si bien la pendiente de la recta de regresión asociada a la estación 1369 sólo resulta un 9% menor que el coeficiente 1.56 de la ecuación (5.5), la relativa a la estación 1237 muestra ya un aumento del 46%.

En las siguientes **Figuras 74(a)** y **74(b)** se muestran respectivamente los resultados relativos a la relación lineal existente entre los pares de registro $Q_{mi} - Q_{md}$ de las estaciones 1369 y 1237 de tipo mixto:

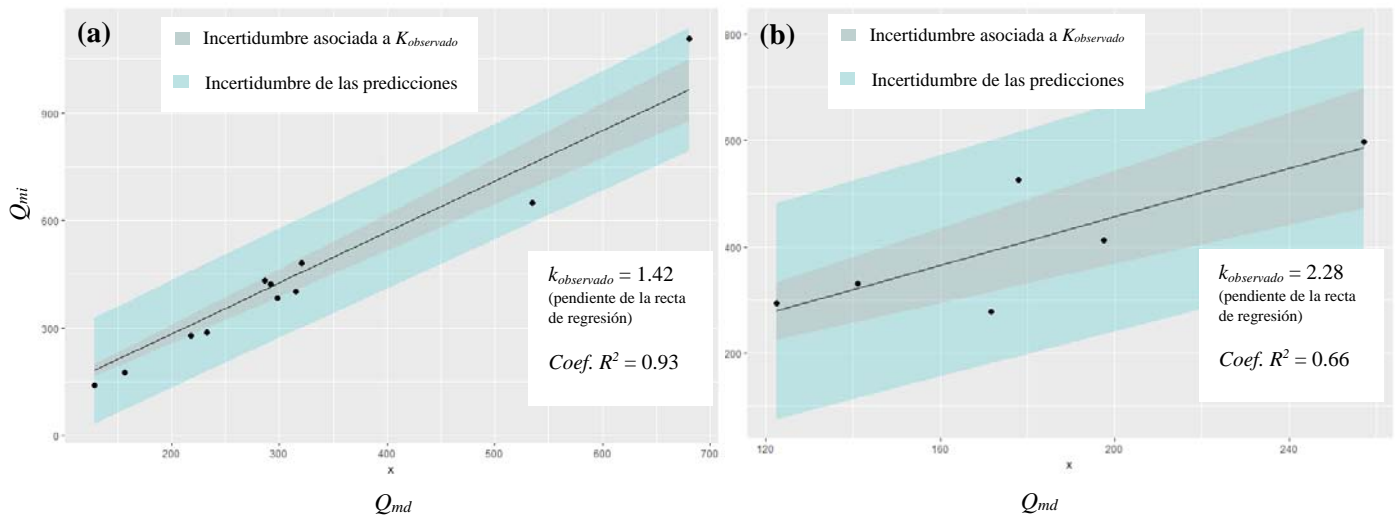


Figura 74. Regresión lineal e incertidumbres asociadas a la relación Q_{mi} - Q_{md} ; (a) estación 1369 y (b) estación 1237

Como se puede observar, la mayor cantidad de pares de registro presentados por la estación 1369 provoca unas menores incertidumbres que las asociadas a la estación 1237, observándose un valor $k_{observado}$ apreciablemente mayor en esta última estación en comparación con el obtenido en la 1369.

Estas discrepancias entre los resultados derivados de ambas estaciones también se manifiestan al comparar los caudales máximos instantáneos registrados frente a los estimados por la ecuación (5.5), tal y como se puede observar en la siguiente **Figura 75** en donde la alta polarización mostrada parece estar reflejando la presencia de una importante diferencia climática entre ambas cuencas de cierre, derivándose de ello la inconveniencia de aglutinar ambas estaciones bajo una misma regresión matemática.

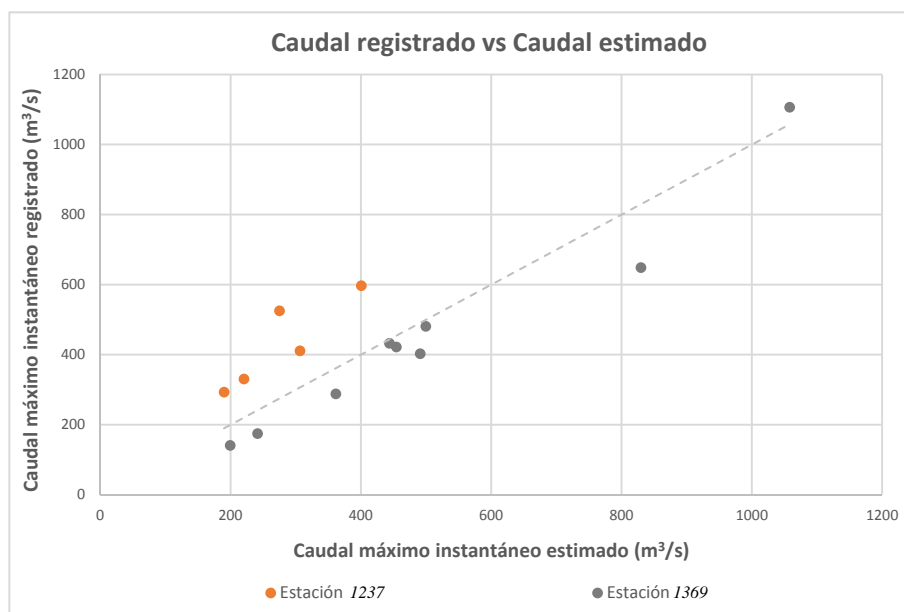


Figura 75. Comparativa del caudal máximo instantáneo registrado en las estaciones 1369 y 1237 frente al estimado mediante la ecuación (5.5)

Así pues, para la estación *1369*, finalmente se ha considerado más adecuado completar sus lagunas de caudal Q_{mi} a partir de los registros de Q_{md} y su valor $k_{observado}$, ya que a pesar de contar únicamente con 11 pares de datos $Q_{mi} - Q_{md}$, su coeficiente de determinación R^2 resulta bastante elevado y sus incertidumbres asociadas relativamente contenidas.

No puede decirse lo mismo de las estaciones *1237* y *La Barca*, en donde la alta incertidumbre asociada al valor $k_{observado}$ de la primera, y la inexistencia de registros de Q_{mi} de la segunda, no permiten estimar con fiabilidad los caudales máximos instantáneos en estas dos estaciones.

No obstante, con el fin de aprovechar para el análisis regional de frecuencia la información estadística asociada a los caudales Q_{md} de estas dos últimas estaciones, no se ha descartado la posibilidad de contar con los L-momentos derivados de estos caudales máximos medios diarios, teniendo en cuenta la invariabilidad que muestran estos estadísticos al multiplicar una determinada serie por cualquier constante o factor de escala. Bajo este planteamiento, simplemente se estará asumiendo que existe una relación lineal entre los caudales Q_{mi} y Q_{md} de las estaciones *1237* y *La Barca*, pese a que no se conozca cuál es el valor de tal relación.

5.3.3 Expansión de las series Q_{mi} en base a las relaciones inferidas

A partir de los resultados obtenidos en los apartados anteriores, se ha podido diferenciar entre aquellas estaciones de aforo cuyas series de Q_{mi} pueden ser fiablemente completadas en base al valor muestral de su coeficiente $k_{observado}$, de aquellas otras en las que resulta más conveniente que sus series de Q_{mi} sean extendidas mediante la aplicación de las ecuaciones de regresión múltiple inferidas (5.1) y (5.2), allá donde se cuente con registros de caudal Q_{md} . De esta manera, las estaciones potencialmente aprovechables por el análisis regional de frecuencias han encontrado la siguiente clasificación:

I. Estaciones en las que el coeficiente muestral $k_{observado}$ presenta una menor incertidumbre que el valor k estimado por las ecuaciones de regresión múltiple inferidas.

Estas estaciones, en las que la expansión temporal de sus series Q_{mi} ha podido ser realizada mediante la aplicación directa de la relación $Q_{mi} = k_{observado} * Q_{md}$, se corresponden con 20 estaciones pluviales y 10 navales bajo las cuales se alcanza la optimización de la capacidad descriptiva y predictiva de las ecuaciones (5.1) y (5.2) respectivamente, así como con la estación mixta *1369* y las estaciones pluviales *1106* y *Salas*. Adicionalmente, también ha sido aplicado el valor del coeficiente $k_{observado}$ en la estación pluvial *1805*, ya que la particular e importante influencia ejercida por la Laguna de Antela sobre el desarrollo de las avenidas que se originan en su cuenca no se encuentra adecuadamente representada por la ecuación (5.1), la cual fue inferida bajo una perspectiva más generalizada en la que la pendiente media de la cuenca no aparece explícitamente como predictor.

En la siguiente **Tabla 18** se presenta la relación de estas 34 estaciones de aforo junto al carácter hidrológico de sus correspondientes cuencas de captación.

Tabla 18. Estaciones susceptibles de ser completadas bajo la aplicación de su valor $k_{observado}$

Código/nombre de estación	Tipología de cuenca	Código/nombre de estación	Tipología de cuenca	Código/nombre de estación	Tipología de cuenca
1433	Pluvial	1626	Pluvial	1196	Nival
1443	Pluvial	1285	Pluvial	1268	Nival
1446	Pluvial	1302	Pluvial	1353	Nival
1464	Pluvial	1343	Pluvial	1358	Nival
1485	Pluvial	1378	Pluvial	1363	Nival
1617	Pluvial	1395	Pluvial	1365	Nival
1619	Pluvial	1414	Pluvial	1404	Nival
Tambre	Pluvial	1427	Pluvial	1724	Nival
Portodemouros	Pluvial	1805	Pluvial	1727	Nival
Albarelos	Pluvial	1106	Pluvial	1734	Nival
Belesar	Pluvial	Salas	Pluvial	1369	Mixta
		Conchas	Pluvial		

II. Estaciones en las que el coeficiente muestral $k_{observado}$ presenta una mayor incertidumbre que el valor k estimado por las ecuaciones de regresión múltiple inferidas, así como estaciones en las que no se cuenta con estimación del $k_{observado}$ al no existir suficientes pares de registros Q_{mi} - Q_{md} .

Este tipo de estaciones, en las que la expansión temporal de sus series Q_{mi} ha sido llevada a cabo a través de la aplicación de las ecuaciones (5.1) y (5.2) según el respectivo carácter pluvial o nival de sus cuencas, se corresponden con las 15 estaciones pluviales y las 12 navales que se incluyen en la siguiente **Tabla 19**.

Tabla 19. Estaciones susceptibles de ser completadas bajo la aplicación de las ecuaciones (5.1) y (5.2)

Código/nombre de estación	Tipología de cuenca	Código/nombre de estación	Tipología de cuenca	Código/nombre de estación	Tipología de cuenca
1431	Pluvial	1754	Nival	Prada	Nival
1920	Pluvial	1609	Pluvial	Villar de Santiago	Nival
1564	Pluvial	Vilasouto	Pluvial	Salime	Nival
1645	Pluvial	Ordunte	Pluvial	Proaza	Nival
1647	Pluvial	Cecebre	Pluvial	La Cohilla	Nival
1552	Pluvial	Ribeira	Pluvial	Chandrexa de Queixa	Nival
1542	Pluvial	Eiras	Pluvial		
1186	Pluvial	1264	Nival	Cenza	Nival
1175	Pluvial	1265	Nival	Edrada	Nival
		Las Portas	Nival		

III. Estaciones en las que el coeficiente $k_{observado}$ resulta poco fiable a causa de la generalizada dispersión mostrada por los pares de registro Q_{mi} - Q_{md} respecto a la recta de regresión ajustada.

Para aquellas estaciones que presentan un reducido valor del coeficiente de determinación R^2 asociado a la relación lineal entre sus pares de registro Q_{mi} - Q_{md} , se ha considerado preferible contar exclusivamente con la serie de valores registrados del caudal Q_{mi} para ser utilizados en el análisis regional de frecuencias, teniendo en cuenta que el considerable peso mostrado por la componente aleatoria de sus modelos de regresión manifiesta un comportamiento poco lineal de la relación Q_{mi}/Q_{md} . En la siguiente **Tabla 20** se muestran las estaciones que han sido incorporadas a esta tercera clase de estaciones, al presentar coeficientes R^2 menores del umbral mínimo de 0.58 derivado del análisis de optimización previamente realizado (ver apartado 5.3.2.2.).

Tabla 20. Estaciones en las que se descarta la posibilidad de realizar expansión temporal de las series Q_{mi}

Código/nombre de estación	Tipología de cuenca	Código/nombre de estación	Tipología de cuenca
1438	Pluvial	A1Z2	Pluvial
AR01	Pluvial	1109	Pluvial
1163	Pluvial	1080	Pluvial
A2Z1	Pluvial	1107	Pluvial
A1Z3	Pluvial	1215	Nival

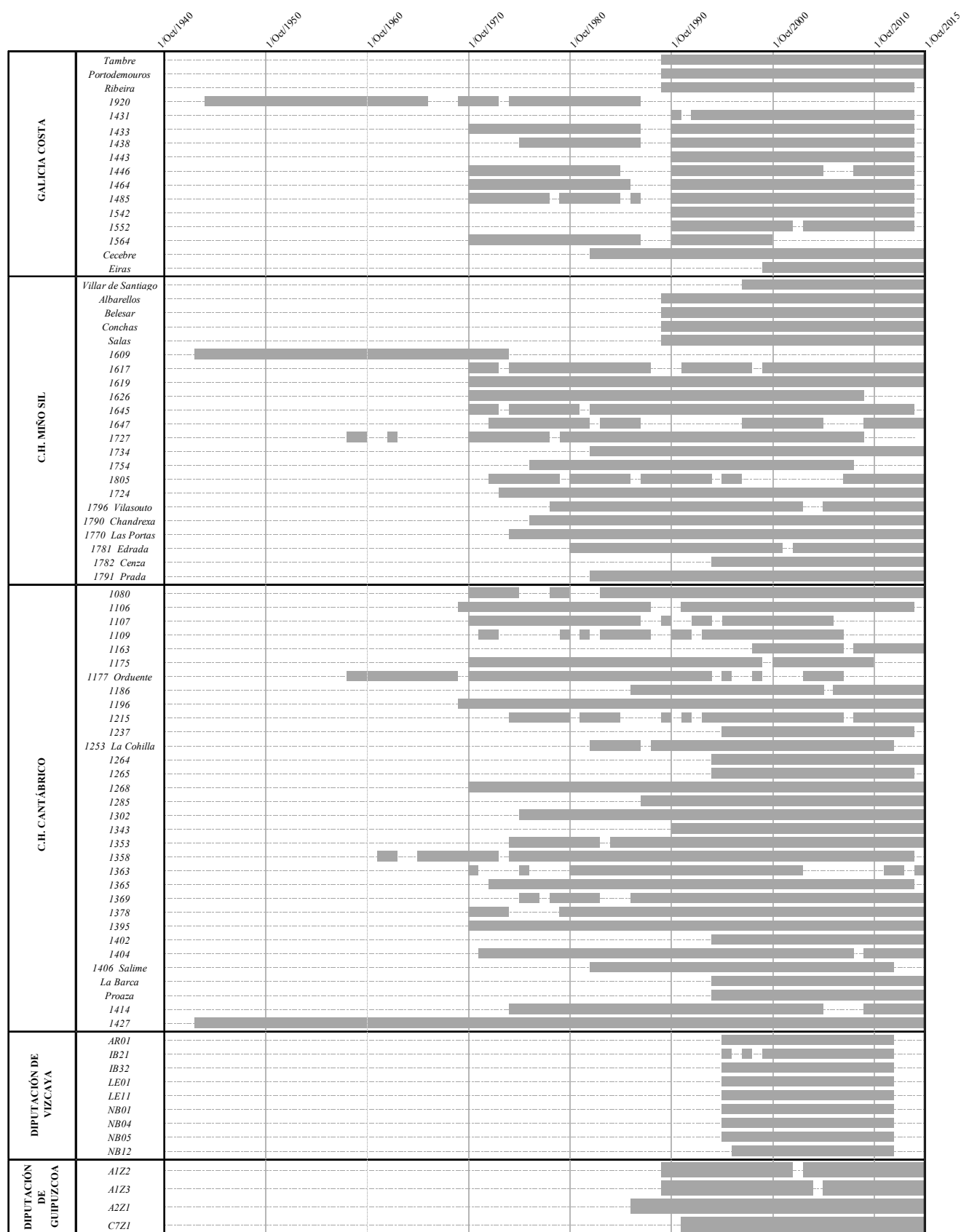
IV. Estaciones en las que el caudal Q_{mi} se encuentra registrado en los mismos años que el Q_{md}

En estos casos no ha resultado posible extender las series de caudal Q_{mi} , al no contar con un mayor número de registros de Q_{md} que así lo permitiera. A esta cuarta clase corresponden las estaciones vascas *LE01*, *LE11*, *NB01*, *NB04*, *NB05*, *NB12*, *IB21*, *IB32* y *C7Z1*, así como la estación *1402* competencia de la Confederación Hidrográfica del Cantábrico.

V. Estaciones asociadas a cuencas de tipología mixta en las que no se cuenta con valores fiables del coeficiente $k_{observado}$

En el caso de las cuencas mixtas delimitadas por las estaciones *1237* y *La Barca*, no ha resultado posible estimar las lagunas de caudal Q_{mi} al no poder evaluar dichas estaciones bajo regresiones de tipología meramente pluvial o nival, y no contar con valores propios $k_{observado}$ de suficiente fiabilidad. No obstante, para el análisis regional de frecuencias sí se ha contado con la información asociada a los L-momentos de los caudales Q_{md} de estas dos estaciones, asumiendo con ello que existe una aceptable relación lineal entre los caudales Q_{mi} y Q_{md} pese a que no se conozca cuál es su valor.

Como resumen de los resultados obtenidos tras la expansión temporal realizada, en la siguiente **Figura 76** se muestra la distribución temporal de las 83 series de datos potencialmente aprovechables por el análisis regional de frecuencias, análisis cuyos resultados se presentan y discuten en el siguiente apartado 5.4.



NOTA: Las series relativas a las estaciones 1237 y La Barca se refieren a datos de caudal máximo medio diario Q_{md} . El resto de estaciones a series de Q_{mi} .

Figura 76. Distribución temporal de las 83 series de datos potencialmente aprovechables por el análisis regional

5.4 Análisis regional de frecuencias: expansión espacial y causal

A partir de las 85 series de caudales máximos derivadas de los análisis previamente realizados, se ha llevado a cabo un análisis regional de frecuencia a través del cual extender espacialmente esta información local a un marco de evaluación regional mediante el cual reducir la incertidumbre de los cuantiles estimados. La metodología de regionalización aplicada, cuya descripción conceptual se presenta en el apartado 4.3.3.1 del **Capítulo 4**, no sólo ha permitido transferir la información estadística de unas estaciones a otras, sino también dotar al estudio de una consistencia hidrológica sobre la cual sustentar la fiabilidad de los resultados matemáticos obtenidos.

Con este fin se ha procedido a identificar aquellas regiones que muestran una aceptable homogeneidad hidrológica y estadística en la zona en estudio, para a partir de ahí obtener los cuantiles regionales de avenida mediante la aplicación del método del índice de avenida con sus parámetros estimados por los L-momentos.

5.4.1 Delineación de regiones aceptablemente homogéneas

Tal y como se describe en el apartado 4.3.3.1 del **Capítulo 4**, la delineación de las regiones homogéneas de la zona en estudio se ha basado en la aplicación de un proceso de análisis iterativo mediante el cual optimizar el compromiso entre obtener la máxima homogeneidad posible de las regiones y el mayor número de estaciones por región. A modo de recordatorio, a continuación se vuelve a adjuntar la **Figura 32** en la que se ilustra el esquema conceptual del procedimiento de delineación propuesto en la presente Tesis, cuya aplicación ha conducido a la obtención de los resultados que se presentan en los siguientes subapartados 5.4.1.1 a 5.4.1.4.

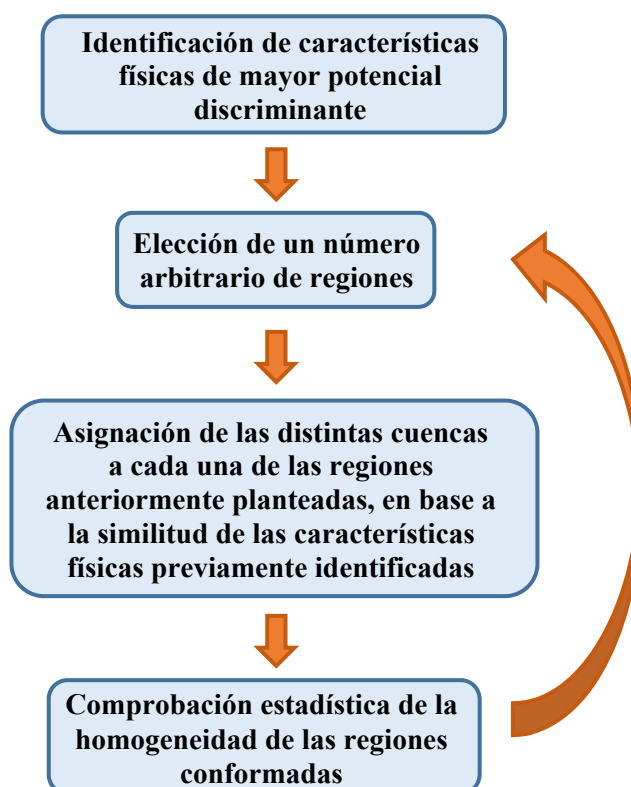


Figura 32. Procedimiento propuesto para la delineación de regiones homogéneas

5.4.1.1 Identificación de características físicas de mayor potencial discriminante

Con objeto de identificar las principales características físicas que permiten diferenciar hidrológica y eficazmente las 83 cuencas potencialmente aprovechables por el análisis regional de frecuencia, se ha llevado a cabo un análisis de componentes principales (PCA) fundamentado en las 21 características planteadas en la **Tabla 2** como potenciales conectores entre la física de las avenidas y la teoría estadística de caudales extremos. De forma complementaria, tal supuesta conexión ha sido corroborada mediante un análisis de correlación canónica (CCA) entre dichas características y las cuatro primeras ratios de los L-momentos de las 83 series de partida, a fin de comprobar si las principales características físicas identificadas por el análisis PCA presentan una influencia relevante sobre la distribución de frecuencia de avenidas de la zona en estudio.

Para ello, como paso preliminar del análisis se ha evaluado la normalidad estadística de los valores asociados a las 21 características mencionadas (valores que se presentan en el **Anexo 5** de la Tesis para cada una de las 83 cuencas), teniendo en cuenta que el desarrollo del análisis CCA requiere que los valores de las variables examinadas presenten una distribución gaussiana, siendo esto asimismo recomendable aunque no necesario para el análisis PCA. En la siguiente **Figura 77** se muestran los histogramas de frecuencia de las 21 características evaluadas, así como de las cuatro primeras ratios de los L-momentos muestrales.

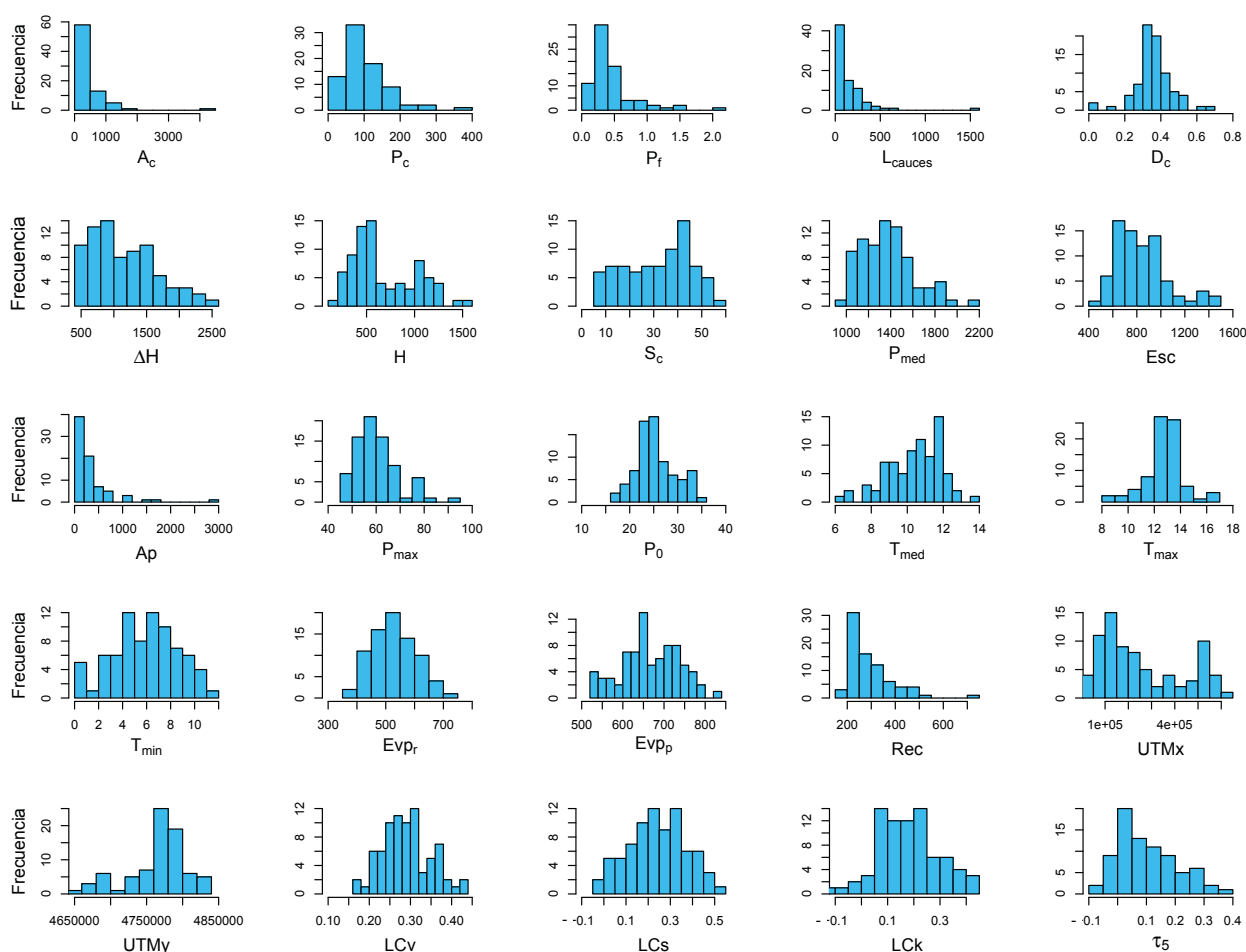


Figura 77. Histograma de frecuencias de las variables evaluadas de las 83 cuencas preseleccionadas

Tal y como se puede observar en la anterior **Figura 77**, las características relativas al umbral de escorrentía (P_0), la temperatura media anual promedio y mínima de la cuenca (T_{med} y T_{min} , respectivamente) y la evapotranspiración real promedio anual de la cuenca (Evp_r), presentan un aspecto aproximadamente gaussiano que sostiene la posibilidad de utilizar directamente los valores brutos de estas características en los análisis PCA y CCA a desarrollar. Adicionalmente se puede observar cómo las tres primeras ratios de los L-momentos (LCv , LCs y LCK) también presentan un aspecto aproximadamente gaussiano, ratios que atañen exclusivamente al desarrollo del análisis CCA.

Las anteriores apreciaciones gráficas quedan corroboradas por el análisis exploratorio de los gráficos box-plot ilustrados en la siguiente **Figura 78**, en donde se puede observar la simetría mostrada por los datos de las características P_0 , T_{med} , T_{min} y Evp_r , así como la de las ratios LCv , LCs y LCK . El resto de gráficos box-plot ponen de manifiesto la falta de simetría mostrada por las demás variables analizadas, a excepción de la variable Evp_p para la cual se aprecia una relevante simetría que apunta hacia su posible normalidad.

En esta **Figura 78** también se pueden observar los *outliers* que presentan las muestras de las distintas variables evaluadas (representados mediante círculos huecos en los gráficos box-plot), pudiéndose ver una apreciable cantidad de estos valores anómalos en la temperatura media anual máxima de la cuenca (T_{max}), en la densidad de drenaje (D_c), en el área de cuenca (A_c) y en las diferentes características relacionadas con esta última variable (P_c , P_f , L_{cauces} y Ap). No se observan sin embargo valores anómalos en lo que respecta a las ratios LCv y LCs , estadísticos de gran importancia en la descripción de la distribución de frecuencia de las avenidas.

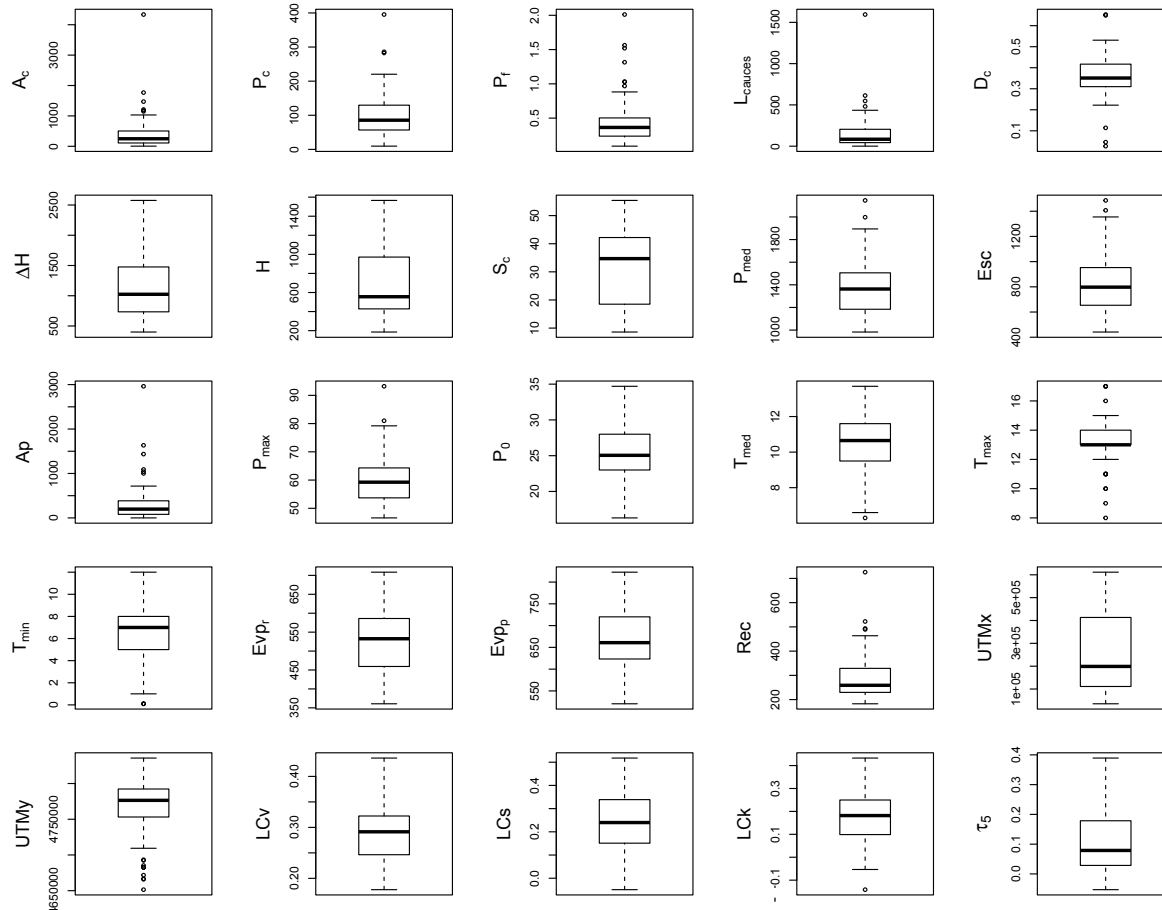


Figura 78. Gráficos box-plot de las variables evaluadas de las 83 cuencas

Tal presencia o carencia de normalidad se manifiesta del mismo modo en los gráficos de probabilidad normalizada, cuya ilustración se presenta en la siguiente **Figura 79** en donde se puede ver la proximidad existente a la línea de referencia gaussiana de las variables P_0 , T_{med} , T_{min} , $Evpr$, $Evpp$, LCv , LCs y LCK .

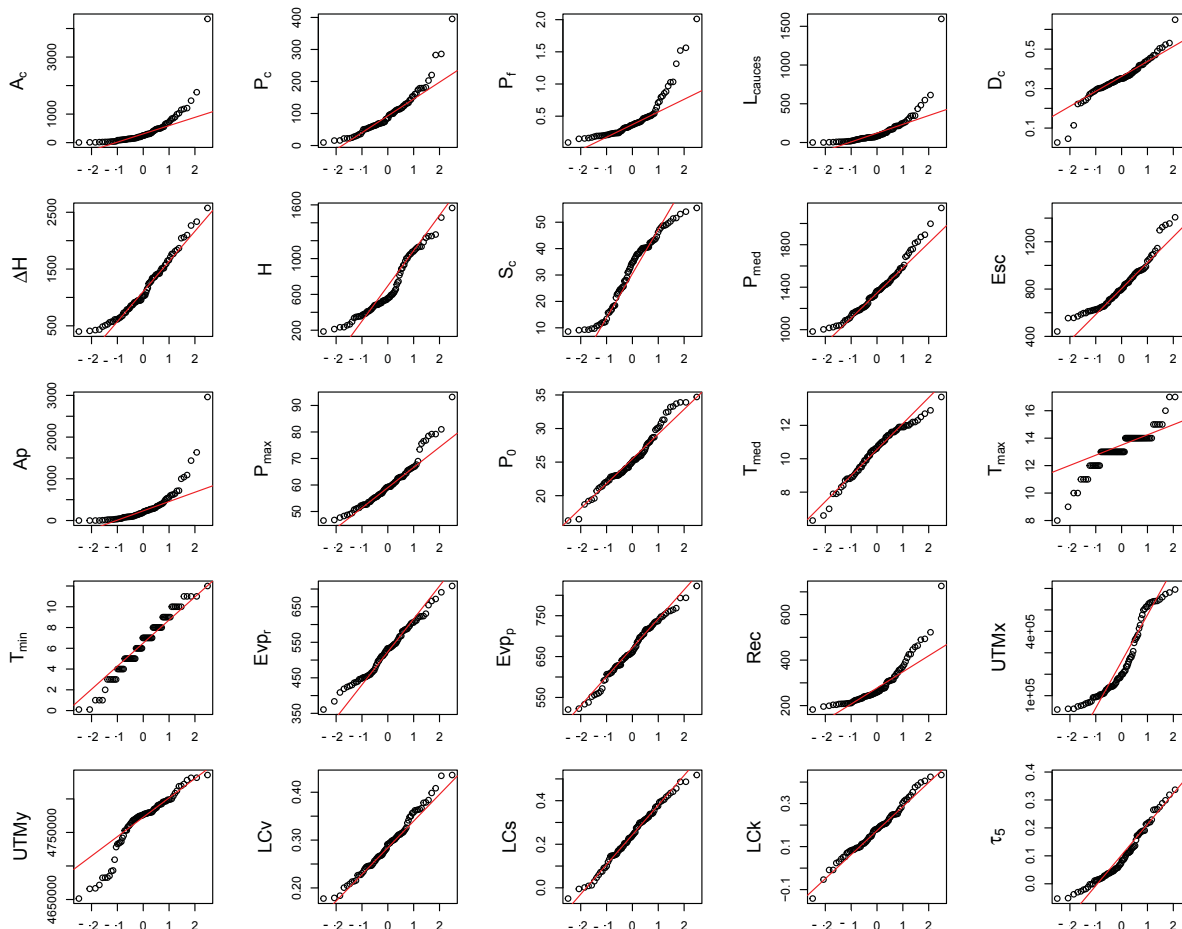


Figura 79. Gráficos de probabilidad normalizada de las variables evaluadas de las 83 cuencas

De forma complementaria, la normalidad vinculada a cada una de estas variables ha sido cuantitativamente evaluada mediante la aplicación del test de *Shapiro-Wilk*, cuyos resultados de su estadístico W de referencia y su significancia asociada se presentan en la siguiente **Tabla 21**. En base a esta prueba se ha comprobado cuantitativamente la normalidad de los valores asociados a P_0 , T_{med} , T_{min} , $Evpr$, $Evpp$, LCv , LCs y LCK .

Tabla 21. Resultados del test de *Shapiro-Wilk* aplicado a los valores brutos de las características de las 83 cuencas

Variable	W	p-value	Variable	W	p-value	Variable	W	p-value
A_c	0.593	2.2×10^{-13}	Esc	0.931	0.0004	$Evpp$	0.984	0.456*
P_c	0.875	1.7×10^{-6}	Ap	0.641	1.6×10^{-12}	Rec	0.822	2.8×10^{-8}
P_f	0.749	3.1×10^{-10}	P_{max}	0.925	0.0002	$UTMx$	0.883	3.2×10^{-6}
L_{cauces}	0.575	1.1×10^{-13}	P_0	0.971	0.071*	$UTMy$	0.900	1.6×10^{-5}
D_c	0.934	0.0006	T_{med}	0.968	0.048*	LCv	0.982	0.378*
ΔH	0.953	0.0059	T_{max}	0.897	1.2×10^{-5}	LCs	0.988	0.744*
H	0.921	0.00014	T_{min}	0.976	0.151*	LCK	0.987	0.671*
S_c	0.943	0.0016	$Evpr$	0.985	0.539*	τ_5	0.943	0.0017
P_{med}	0.956	0.0099						

* p-value > nivel de significancia del 1% (valor tomado como umbral de referencia para aceptar la hipótesis nula de normalidad)

Así pues, teniendo en cuenta la conveniencia de poder contar con variables que muestren una aceptable normalidad estadística, se han tanteado diferentes transformaciones matemáticas con las que poder normalizar los valores de aquellas variables que a priori no presentan una distribución muestral aceptablemente gaussiana.

En este sentido, en aquellos casos en los que la muestra de la variable analizada presenta una acusada asimetría positiva se ha examinado el potencial de normalización proporcionado por transformaciones de tipo logarítmicas o potencias con exponentes menores de la unidad (a fin de tratar de encoger la cola derecha de la distribución), mientras que para muestras con cierta relevancia de la cola izquierda de su distribución se han tanteado potencias de exponente mayor que 1. En el caso particular de la ratio τ_5 se ha tenido además que tomar el valor absoluto para soslayar el signo negativo de alguno de sus valores.

En la siguiente **Tabla 22** se muestra la transformación encontrada que mejores resultados ha aportado para cada una de las 25 variables analizadas, habiéndose conseguido normalizar con ello la mayor parte de éstas.

Tabla 22. Resultados del test de *Shapiro-Wilk* aplicado a los valores brutos de las características de las 83 cuencas

Variable	Transformación realizada	Variable	Transformación realizada	Variable	Transformación realizada
A_c	Logarítmica base 10	Esc	Raíz cuadrada	Evp_p	Sin transformación
P_c	Logarítmica base 10	Ap	Logarítmica base 10	Rec	Exponente 0.3
P_f	Logarítmica base 10	P_{max}	Raíz cuadrada	$UTMx$	Exponente 0.05
L_{cauces}	Raíz cuadrada	P_0	Sin transformación	$UTMy$	Exponente 30
D_c	Exponente cuadrado	T_{med}	Sin transformación	LCv	Sin transformación
ΔH	Logarítmica base 10	T_{max}	Exponente 1.8	LCs	Sin transformación
H	Logarítmica base 10	T_{min}	Sin transformación	LCK	Sin transformación
S_c	Exponente 1.4	Evp_r	Sin transformación	τ_5	Raíz cuadrada del valor absoluto
P_{med}	Raíz cuadrada				

En la siguiente **Figura 80** se presentan los gráficos de probabilidad normalizada de los valores de las variables transformadas, pudiéndose ver la mayor apariencia gaussiana mostrada por la mayoría de las variables evaluadas. Esta apreciación gráfica se encuentra respaldada por los resultados derivados de la aplicación del test de *Shapiro-Wilk* a las variables transformadas, resultados que se presentan seguidamente en la **Tabla 23**.

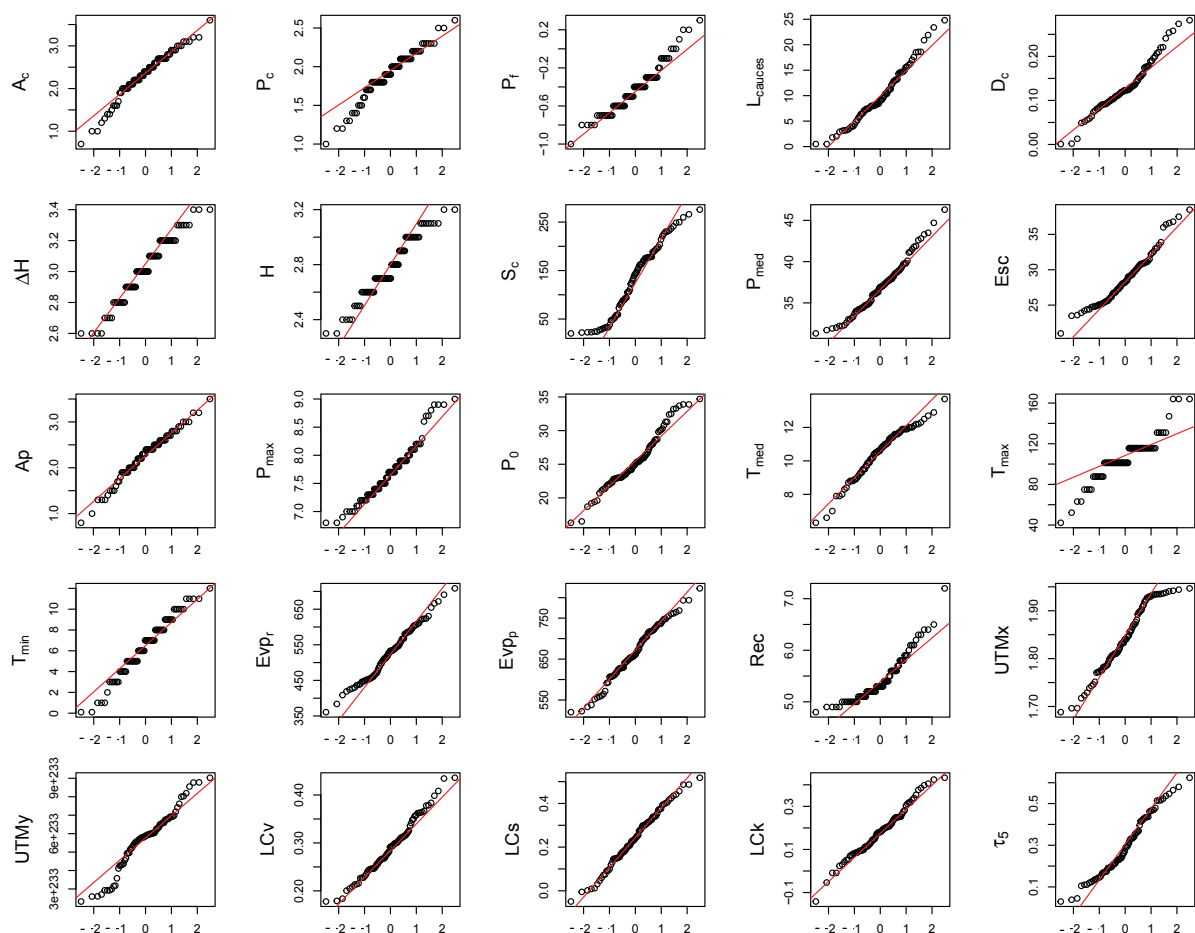


Figura 80. Gráficos de probabilidad normalizada de las variables transformadas de las 83 cuencas

Tabla 23. Resultados test *Shapiro-Wilk* aplicado a los datos transformados de las características de las 83 cuencas

Variable	W	p-value	Variable	W	p-value	Variable	W	p-value
A_c	0.968	0.051*	Esc	0.961	0.018*	Evp_p	0.984	0.456*
P_c	0.966	0.038*	Ap	0.983	0.411*	Rec	0.894	8.8×10^{-6}
P_f	0.959	0.014*	P_{max}	0.954	0.0079	UTM_x	0.952	0.0056
L_{cauces}	0.970	0.069*	P_0	0.971	0.071*	UTM_y	0.955	0.0084
D_c	0.967	0.047*	T_{med}	0.968	0.048*	LCv	0.982	0.378*
ΔH	0.963	0.024*	T_{max}	0.905	2.6×10^{-5}	Lcs	0.988	0.744*
H	0.959	0.013*	T_{min}	0.976	0.151*	Lck	0.987	0.671*
S_c	0.948	0.0032	Evp_r	0.985	0.539*	τ_5	0.969	0.056*
P_{med}	0.972	0.087*						

* p-value > nivel de significancia del 1% (valor tomado como umbral de referencia para aceptar la hipótesis nula de normalidad)

Tal y como se puede observar, la mayoría de las variables transformadas presentan una aceptable normalidad estadística sólo quebrantada de forma acusada por las características T_{max} y Rec , así como ligeramente por S_c , P_{max} , UTM_x y UTM_y . Así pues, siendo estas seis variables susceptibles de ser apartadas de los análisis PCA y CCA, se ha realizado un análisis de correlación entre pares de variables mediante el cual se ha podido respaldar la exclusión de dichas seis variables, ya que una buena parte de su varianza se encuentra representada a través de otras variables que sí serán incluidas en los análisis. En la siguiente **Figura 81** se muestra el análisis de correlación desarrollado en base a los datos brutos de la 83 cuencas evaluadas, pudiéndose observar la redundancia de información aportada por algunas de las variables de partida.

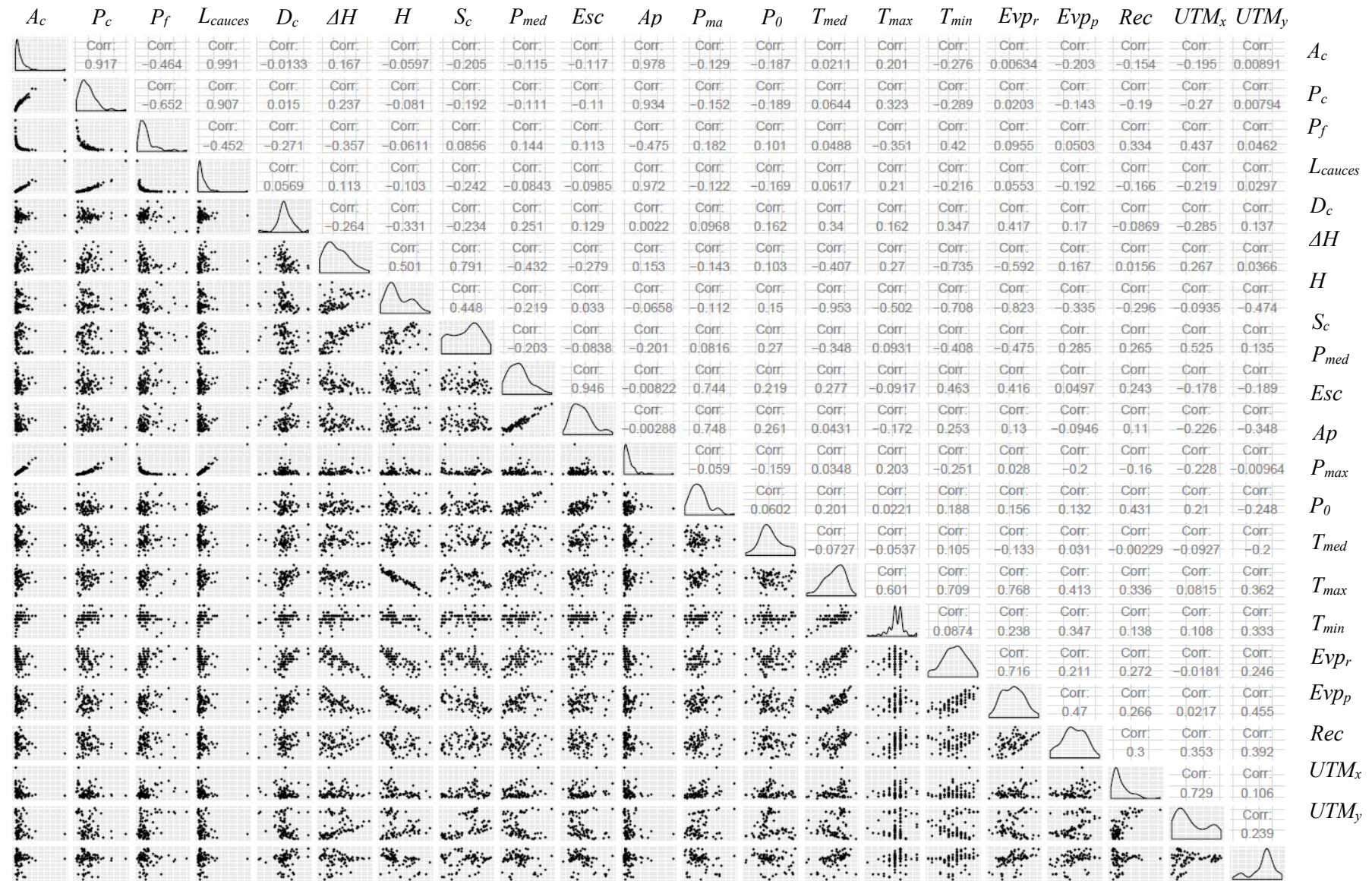


Figura 81. Matriz de correlación entre pares de variables basada en los datos brutos de las 83 cuencas seleccionadas

Así pues, en base a los resultados del test de *Shapiro-Wilk* de los datos transformados (**Tabla 23**), el análisis exploratorio de los gráficos de probabilidad normalizada (**Figura 80**) y la correlación existente entre pares de variables (**Figura 81**), se ha decidido excluir las siguientes variables de los análisis PCA y CCA a desarrollar:

- Coordenadas UTM_x y UTM_y : La dudosa normalidad estadística mostrada por los valores transformados de estas dos variables sugiere no contar con ellas para los análisis PCA y CCA. No obstante, ambas variables serán inequívocamente incluidas en el posterior análisis *cluster* a realizar, a fin de poder captar la susceptibilidad de las distintas zonas del área en estudio a ser azotadas por los diferentes tipos de tormentas que pueden originarse.
- Temperatura media anual máxima de la cuenca (T_{max}) y recarga media anual de sus acuíferos (Rec): Incluso transformadas, ambas variables presentan una desviación muy acusada respecto a la distribución normal que conduce a apartarlas de los análisis PCA y CCA. En cualquier caso, T_{max} muestra una apreciable correlación lineal con la temperatura media anual de la cuenca (T_{med}) que sí será incluida en ambos análisis, mientras que Rec presenta una elevada correlación con la variable UTM_x que, como se ha comentado con anterioridad, será incluida directamente en el análisis *cluster*.
- Pendiente media de la cuenca (S_c) y precipitación máxima diaria de 2.33 años de periodo de retorno (P_{max}): La distribución de los valores transformados de estas dos variables no presenta una normalidad gráfica y estadística suficientemente adecuada, lo cual sugiere excluirlas de los análisis PCA y CCA teniendo en cuenta que ambas variables se encuentran respectivamente correlacionadas con el rango de altura (ΔH) y la precipitación media anual (P_{med}).

De esta forma, una vez identificadas las características físicas cuyos valores brutos o transformados muestran una aceptable normalidad (características cuya relación se presenta en la siguiente **Tabla 24**), se ha procedido a aplicar el análisis PCA y CCA a los valores estandarizados de dichas características, con el objetivo de determinar cuáles de ellas presentan un mayor potencial discriminante y una mayor conexión con la teoría de distribución de frecuencias para ser posteriormente utilizadas por la metodología *cluster* de agrupación.

Tabla 24. Características cuyos valores brutos o transformados muestran una aceptable normalidad estadística

Características físicas normalizadas		
A_c	ΔH	P_0
P_c	H	T_{med}
P_f	P_m	T_{min}
L_{cauces}	E_{sc}	E_{vp_r}
D_c	A_p	E_{vp_p}

NOTA: ver significado de símbolos en la **Tabla 2** o el listado de símbolos y abreviaturas

1. Análisis de componentes principales PCA

En la siguiente **Tabla 25** se muestran los autovalores λ_i ($i = 1, 2, \dots, 15$) y el porcentaje de varianza explicado por cada una de las 15 componentes principales derivadas de las correspondientes combinaciones lineales de las 15 características físicas seleccionadas, pudiéndose observar que entre las dos primeras componentes se alcanza a explicar un 62.8 % de la varianza de los datos, con las tres primeras un 76.4% y con las cuatro primeras un 84.7%. A partir de la quinta componente los autovalores presentan un valor menor a la unidad, indicativo de su irrelevancia estadística.

Tabla 25. Autovalores λ_i y porcentaje de varianza explicado por las componentes principales PC

PC	λ_i	% varianza	PC	λ_i	% varianza	PC	λ_i	% varianza
1	5.133	34.22	6	0.507	3.38	11	0.055	0.37
2	4.297	28.64	7	0.344	2.29	12	0.047	0.32
3	2.033	13.55	8	0.161	1.07	13	0.014	0.09
4	1.248	8.32	9	0.124	0.83	14	0.009	0.06
5	0.943	6.29	10	0.075	0.50	15	0.005	0.03

Los pesos que presentan las 15 características seleccionadas sobre las 4 primeras componentes principales PC se muestran en la siguiente **Tabla 26**, en donde se ha remarcado con un asterisco aquellos valores que reflejan una mayor capacidad de la característica asociada a cada PC para describir la distinción o semejanza física entre las cuencas.

Tabla 26. Pesos de características físicas sobre las componentes principales que presentan autovalores $\lambda_i > 1$

Característica	PC1	PC2	PC3	PC4
A_c	0.916*	0.389	0.080	-0.001
P_c	0.863*	0.443	0.093	0.020
P_f	-0.914*	-0.314	-0.058	0.047
L_{cauces}	0.808*	0.503	0.155	-0.050
D_c	-0.392	0.514	0.085	0.108
ΔH	0.512	-0.494	-0.150	0.601*
H	0.286	-0.859*	0.299	-0.039
P_m	-0.438	0.380	0.738*	0.109
Esc	-0.346	0.162	0.853*	0.131
Ap	0.843*	0.432	0.279	0.043
P_0	-0.132	-0.191	0.431	0.603*
T_{med}	-0.216	0.841*	-0.259	0.163
T_{min}	-0.598	0.688*	0.041	-0.056
$Evpr$	-0.339	0.841*	-0.202	-0.019
$Evpp$	-0.067	0.266	-0.475	0.684*

* Relevante capacidad descriptiva de la variabilidad física de las cuencas (peso mayor de 0.6)

Los anteriores resultados muestran cómo cada una de las cuatro primeras componentes principales PC refleja un determinado aspecto físico de la hidrología de la zona en estudio, de forma que:

- a) La componente PC1 se vincula esencialmente con los rasgos morfológicos de las cuencas, presentando como variables de mayor relevancia al área de cuenca (A_c), su perímetro (P_c), el parámetro de forma (P_f) y la longitud de los cauces existentes (L_{cauces}). Adicionalmente, la aportación media anual registrada (Ap) muestra también una apreciable relevancia debido a su alta correlación que presenta con el tamaño de cuenca (ver **Figura 81**).
- b) La componente PC2 se encuentra principalmente asociada a los aspectos climáticos relacionados con la temperatura, mostrando como variables de mayor relevancia las características relativas a la altura media de la cuenca (H), la temperatura media anual (T_{med}), la evapotranspiración real anual ($Evpr$) y la temperatura media anual mínima de la cuenca (T_{min}).
- c) La tercera componente PC3 muestra una clara asociación con la pluviometría, siendo las características relativas a la precipitación media anual (P_{med}) y a la escorrentía media anual (Esc) las únicas características normalizadas que presentan un peso relevante.
- d) La componente PC4 refleja la capacidad de la superficie del terreno para promover o disminuir la escorrentía que se genera durante los episodios de lluvia, al encontrarse principalmente influenciada por la evapotranspiración potencial anual promediada en la cuenca ($Evpp$), el umbral de escorrentía (P_0) y el rango de altura (ΔH). Bajo este contexto, $Evpp$ se interpreta como un reflejo de la inversa del potencial que presenta el terreno para retener la humedad, P_0 como la capacidad del suelo para absorber el agua durante los episodios de lluvia, y ΔH como el reflejo de la influencia que provoca la pendiente del terreno sobre la generación de la escorrentía.

Adicionalmente cabe llamar la atención sobre la variable ΔH , ya que si bien no muestra un peso tan elevado como el de otras variables, sí influye de una forma particularmente transversal en tres de las cuatro componentes PC. Este hecho aporta una particular importancia a la variable ΔH puesto que:

- Como parte de la componente PC1 asociada a los rasgos morfológicos de las cuencas, la variable ΔH presenta un peso superior a 0.5 derivado de su alta correlación con la pendiente media de la cuenca (ver **Figura 81**).
- Como parte de la componente PC2 vinculada a los rasgos climáticos de las cuencas, ΔH presenta un peso en valor absoluto relativamente relevante (de 0.494) principalmente derivado de su alta correlación con la temperatura media anual mínima de la cuenca (ver **Figura 81**).
- Como parte de la componente PC4 asociada a la capacidad del terreno para promover o disminuir la generación de escorrentía, ΔH presenta un peso apreciablemente relevante de 0.601.
- Para el caso particular de la componente PC3, relativa a la pluviometría de la zona, la variable ΔH no muestra sin embargo una influencia relevante sobre aquélla.

2. Análisis de correlación canónica CCA

De forma complementaria, se ha realizado un análisis de correlación canónica CCA a los valores estandarizados de las 15 características físicas seleccionadas y las 4 primeras ratios de los L-momentos de caudal máximo anual. Para ello sólo se ha contado con las 79 estaciones de aforo que mostraron una alta fiabilidad en el análisis de calidad de datos previamente realizado, a fin de no incluir en el análisis valores de L-momentos sobre los que hayan quedado dudas remanentes acerca de su representatividad.

En la siguiente **Tabla 27** se presenta un resumen de los resultados obtenidos, en donde se muestran las correlaciones existentes entre las 15 características físicas y sus respectivos vectores canónicos V_i ($i = 1, 2, 3, 4$), las correlaciones entre las ratios de los L-momentos y sus respectivos vectores canónicos W_i ($i = 1, 2, 3, 4$), y la correlación r_i existente entre ambos conjuntos de vectores canónicos V_i y W_i .

Tabla 27. Correlación global entre características físicas, ratios de L-momentos y vectores canónicos

Vector canónico de características físicas	V_1	V_2	V_3	V_4
A_c	-0.496	0.424	0.257	-0.269
P_c	-0.506	0.433	0.190	-0.235
P_f	0.526	-0.358	-0.293	0.337
L_{cauces}	-0.582	0.333	0.296	-0.333
D_c	-0.339	-0.491	0.403	0.072
ΔH	0.153	0.455	0.243	-0.412
H	0.159	0.299	0.147	-0.225
P_{med}	-0.196	0.159	-0.271	0.010
Esc	-0.166	0.288	-0.116	0.005
Ap	-0.490	0.374	0.112	-0.378
P_0	-0.208	0.272	0.189	0.280
T_{med}	-0.157	-0.179	-0.111	0.224
T_{min}	-0.101	-0.366	-0.154	0.331
$Evpr$	-0.124	-0.331	-0.248	0.034
$Evpp$	0.521	0.037	0.146	-0.259
Vector canónico de ratios de L-momentos	W_1	W_2	W_3	W_4
LCv	-0.334	-0.407	0.338	0.780
LCs	0.531	-0.480	0.609	0.341
LCK	0.331	-0.372	0.841	-0.212
τ_5	0.142	-0.814	0.451	-0.338
Correlación r_i entre vectores canónicos	0.718	0.606	0.556	0.367

Entre los resultados obtenidos destaca la mayor influencia mostrada por las variables morfológicas y la evapotranspiración potencial, llamando la atención la escasa importancia manifestada por el resto de variables climáticas asociadas a la temperatura y la precipitación. No obstante, estos resultados han de tomarse con cautela, ya que la influencia ejercida por las características evaluadas sobre la distribución de frecuencias podría variar según el entorno pluvial o nival en el que se desarrolla la avenida.

Es por ello que el análisis CCA haya sido a continuación desdoblado en dos evaluaciones independientes respectivamente vinculadas a cada una de las dos tipologías de cuenca (pluvial y nival), con el fin de examinar si efectivamente existen discrepancias tipológicas relevantes. Para ello, las 79 cuencas de partida han sido separadas en dos grupos diferenciados, el primero de ellos asociado a aquellas cuencas a las que

el programa ERHIN atribuyó un carácter marcadamente nival y el segundo al resto de cuencas sobre las que se supone un carácter predominantemente pluvial (ver distinción de cuencas ilustrada en la **Figura 58** adjunta al presente capítulo). Este análisis adicional ha sido realizado contando únicamente con las tres primeras ratios de los L-momentos que serán posteriormente utilizadas en los test de homogeneidad estadística (LC_v , LC_s y LC_k), a fin de conseguir refinar las correlaciones obtenidas al eliminar el ruido estadístico asociado a la mayor imprecisión de estimación de la ratio τ_5 .

Los resultados obtenidos se presentan a continuación en la **Tabla 28**, en donde se muestran para cada una de las dos tipologías de cuenca las correlaciones existentes entre las 15 características físicas y sus respectivos vectores canónicos V_{ij} ($i = 1, 2, 3$; $j = 1, 2$), las correlaciones entre las ratios de los L-momentos y sus respectivos vectores canónicos W_{ij} ($i = 1, 2, 3$; $j = 1, 2$), y la correlación r_{ij} existente entre ambos conjuntos de vectores canónicos V_{ij} y W_{ij} .

Tabla 28. Correlación por tipo de cuenca entre características físicas, ratios de L-momentos y vectores canónicos

Vector canónico de características físicas	Cuencas Pluviales			Cuencas Nivales		
	V_{11}	V_{21}	V_{31}	V_{12}	V_{22}	V_{32}
A_c	-0.587	-0.096	-0.302	-0.242	0.660	-0.178
P_c	-0.553	-0.154	-0.264	-0.323	0.625	-0.083
P_f	0.624	0.028	0.376	0.268	-0.627	0.261
L_{cauces}	-0.592	-0.024	-0.338	-0.337	0.672	-0.083
D_c	-0.294	0.639	0.026	0.008	0.393	-0.149
ΔH	0.076	-0.221	-0.276	-0.061	0.344	-0.394
H	0.033	0.163	0.044	-0.198	-0.503	-0.077
P_{med}	-0.128	-0.160	0.108	-0.115	0.003	0.688
E_{sc}	-0.106	-0.045	0.136	-0.205	-0.038	0.625
A_p	-0.510	-0.233	-0.400	-0.401	0.624	-0.050
P_0	-0.019	0.048	0.284	-0.683	0.148	0.092
T_{med}	-0.094	-0.183	-0.150	0.155	0.276	0.108
T_{min}	0.175	0.061	0.299	-0.098	0.171	0.411
E_{vp_r}	-0.062	-0.171	-0.193	0.349	0.281	0.174
E_{vp_p}	0.456	-0.104	-0.305	0.509	0.160	-0.332
Vector canónico de ratios de L-momentos						
	W_{11}	W_{21}	W_{31}	W_{12}	W_{22}	W_{32}
LC_v	-0.399	0.462	0.792	-0.455	-0.299	-0.839
LC_s	0.525	0.726	0.444	0.485	-0.048	-0.873
LC_k	0.382	0.919	-0.094	0.438	0.615	-0.656
Correlación r_i entre vectores canónicos	0.746	0.621	0.463	0.909	0.797	0.705

Para el caso de las cuencas pluviales, los resultados incluidos en la **Tabla 28** muestran cómo la mayor correlación canónica obtenida (de coeficiente de correlación 0.746) presenta una representatividad hidrológica mayormente asociada al LC_s y una representatividad física principalmente vinculada a las características morfológicas de las cuencas y a la evapotranspiración potencial E_{vp_p} . Esta última vinculación también se manifiesta en la tercera correlación canónica de las cuencas pluviales, en la cual

aparece una mayor representatividad hidrológica asociada al LCv , si bien el coeficiente de correlación canónico resulta ya algo más bajo (de 0.463). Adicionalmente, la segunda relación canónica de esta tipología pluvial de cuencas presenta un coeficiente de correlación que resulta aceptable (de 0.621), encontrando su representatividad hidrológica principalmente asociada a los ratios LCs y LCK , y su representatividad física a la densidad de drenaje D_c y, en menor medida, al rango de altura ΔH .

Así pues, el análisis CCA de las cuencas pluviales ha mostrado una apreciable vinculación entre la forma de la distribución de frecuencias y las características asociadas a la morfología y la evapotranspiración potencial de las cuencas, atribuyéndole una menor relevancia al resto de variables. En este sentido, llama la atención la débil conexión existente entre la precipitación media anual P_{med} y la forma de la distribución de frecuencias, hecho que apunta a que es la precipitación máxima diaria P_{max} (excluida del análisis CCA debido a su falta de normalidad estadística) la característica pluviométrica que realmente influye sobre la distribución de frecuencias en este tipo de cuencas.

Por otro lado, para el caso de las cuencas nivales se observa que la mayor correlación canónica obtenida (de coeficiente de correlación 0.909) presenta una representatividad hidrológica equitativamente repartida entre los tres L-momentos, así como una representatividad física principalmente vinculada a la evapotranspiración potencial Evp_p y al umbral de escurrimiento P_0 . La segunda relación canónica también presenta un coeficiente de correlación elevado (de 0.797), mostrando una representatividad hidrológica principalmente asociada al LCK , y una representatividad física vinculada a las características morfológicas, la altura media H y en menor medida a la densidad de drenaje D_c y el rango de altura ΔH . Por último, la tercera relación de las cuencas nivales arroja también un coeficiente de correlación alto (de 0.705), con una elevada representatividad hidrológica vinculada al LCv y LCs , y una representatividad física relevantemente asociada a las características climáticas relativas a la precipitación media anual P_{med} y la temperatura T_{min} , así como en menor medida a ΔH y Evp_p .

De los anteriores resultados se deriva la importante conexión existente entre la forma de la distribución de frecuencias de las cuencas nivales y sus características climáticas (principalmente las relativas a la precipitación media anual P_{med} y la temperatura T_{min}), infiriéndose de ello el importante papel que juegan los mantos de nieve que se acumulan en este tipo de cuencas respecto a la frecuencia y magnitud de sus avenidas. Con ello toma relevancia la presumible diferencia de las distribuciones de frecuencia de avenidas que se desarrollan bajo la influencia nival, respecto a las que se derivan de procesos puramente pluviales en donde la temperatura y la precipitación ordinaria presentan una menor trascendencia.

Esta distinción fenomenológica de ambas tipologías de cuenca deriva lógicamente de sus diferentes temperaturas características, tal y como se puede observar en la siguiente **Figura 82** en donde se han ilustrado las distribuciones de los valores de las distintas variables evaluadas mediante gráficos box-plot, diferenciando las cuencas predominantemente pluviales de aquellas a las que el programa ERHIN atribuyó un carácter marcadamente nival.

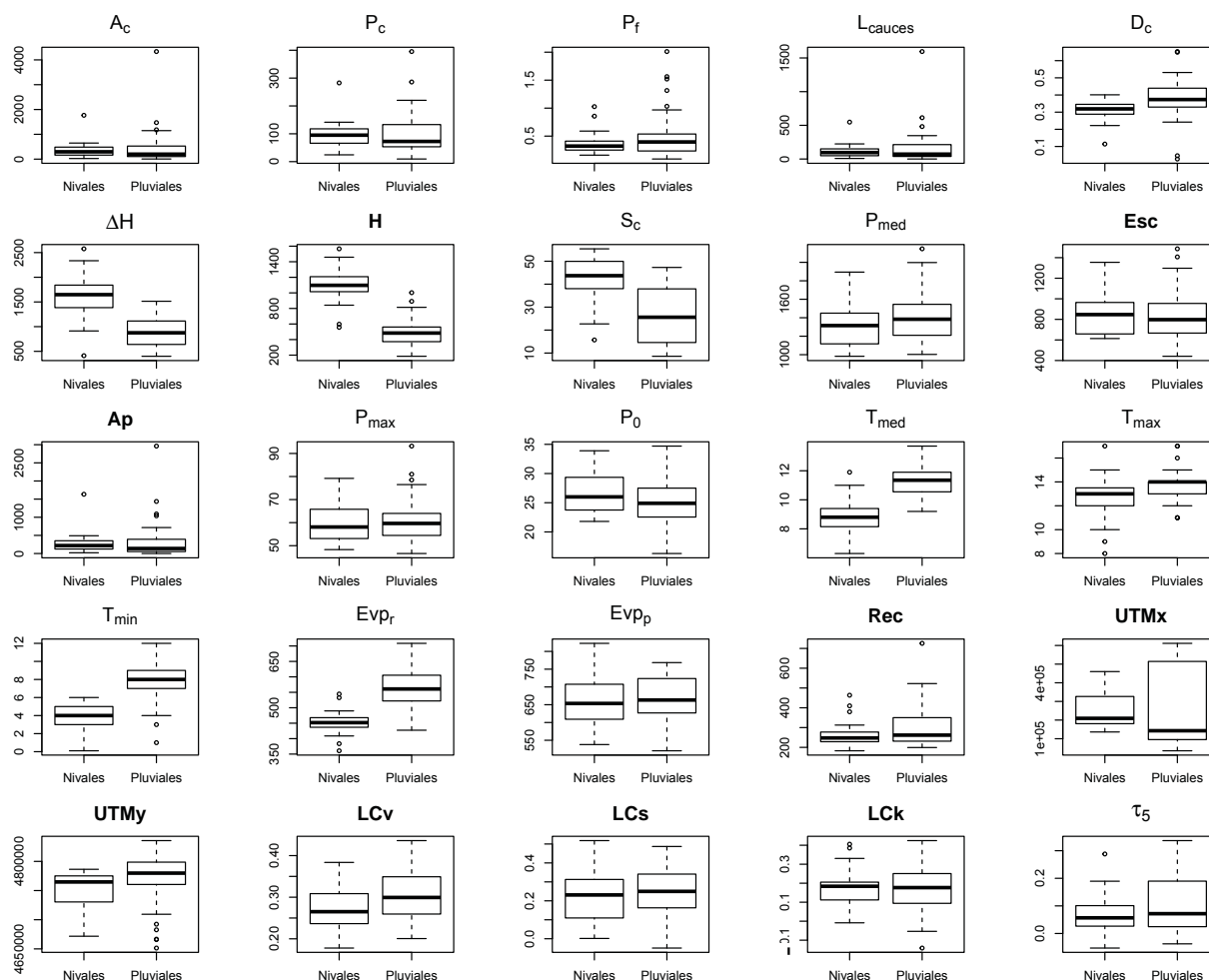


Figura 82. Box-plot de las variables evaluadas por tipología de cuenca

Es esta **Figura 82** se pone de manifiesto la clara distinción tipológica presentada por los valores de las variables T_{med} , T_{min} y Evp_r , mostrándose una apreciable menor cuantía de los valores asociados a las cuencas de tipo nival. Tal distinción queda asimismo patente en la distribución de los valores de la altura media de las cuencas H , así como en el rango de altura ΔH y la pendiente media de la cuenca S_c (éstas dos últimas a causa del enclave montañoso en el que se ubican las cuencas nivales y debido al cual existen por lo general mayores desniveles y pendientes del terreno). También la densidad de drenaje D_c muestra una apreciable diferencia según la tipología de cuenca, observándose una menor cuantía en las cuencas de tipo nival que parecería derivar de la mayor suavidad vinculada a la precipitación y escorrentía nival, así como de la atenuación que se produce del poder erosivo de las aguas de lluvia cuando éstas son interceptadas por los mantos de nieve.

En esta **Figura 82** también se aprecia una cierta distinción tipológica de los respectivos valores del LC_v , distinción que se muestra más difusa para los L-momentos de orden superior. Tal diferencia del LC_v marcada por la tipología de cuenca sugiere la posibilidad de encontrar cuantiles adimensionales que por lo general resulten menores en las cuencas de carácter nival que en las de tipo pluvial, lo cual parece derivar del efecto laminador inducido por los mantos de nieve (al promover éstos la retención temporal del agua de lluvia), así como de la menor brusquedad potencial asociada a los procesos de fusión.

3. Selección final de las características en las que fundamentar la delineación hidrológica de regiones

Tal y como se ha descrito con anterioridad, los resultados del análisis PCA han mostrado un claro agrupamiento de las características evaluadas de las cuencas según cuatro ámbitos físicos esenciales: (i) la morfología de las cuencas, (ii) los aspectos climáticos relacionados con la temperatura, (iii) la pluviometría y (iv) la capacidad de la superficie del terreno para promover o disminuir la generación de escorrentía.

Bajo este contexto, resultaría deseable identificar una única variable por ámbito físico que fuera capaz de representar la mayoría de la varianza asociada a las 4 primeras PC a las que sus autovalores otorgan una relevancia estadística significativa, de forma que la fase de delineación hidrológica de regiones quedara fundamentada en 6 variables independientes que se complementarían mutuamente: cuatro de ellas respectivamente asociadas a cada uno de los ámbitos físicos anteriormente mencionados, más dos relativas a las coordenadas UTM_x y UTM_y incorporadas con el objetivo de poder captar la susceptibilidad de las distintas zonas del área en estudio a ser azotadas por los diferentes tipos de tormentas que pueden originarse en los mares, océanos y zonas continentales circundantes.

Con este fin se ha procedido a profundizar en el análisis de la correlación existente entre pares de variables (ver **Figura 81** anteriormente adjunta), derivándose de ello los siguientes patrones regresivos:

1. Elevada correlación entre las características morfológicas que constituyen el grueso de la componente PC1 (éstas son, A_c , P_c , P_f , L_{cauces} y Ap), que excepto por la no-linealidad mostrada por las relaciones entre P_f y las otras cuatro variables, todas las demás muestran una elevada relación lineal entre sí que arroja coeficientes de correlación mayores de 0.9.
2. Relevante correlación lineal entre las características climáticas que constituyen el grueso de la componente PC2 (H , T_{med} , T_{min} y $Evpr$), mostrando entre ellas unos coeficientes de correlación que resultan mayores de 0.7.
3. Considerable correlación lineal entre las características pluviométricas que constituyen el grueso de la componente PC3 (P_{med} , Esc y P_{max}), cuyos coeficientes de correlación también superan el valor de 0.7.
4. Falta de correlación entre las características que constituyen el grueso de la componente PC4 ($Evpp$, ΔH y P_0), al tratarse de variables que aportan una descripción independiente y complementaria de la capacidad presentada por la superficie del terreno para promover o disminuir la generación de escorrentía.

De este modo, si bien los anteriores resultados apuntan a la posibilidad de representar la mayor parte de la varianza asociada a las componentes PC1, PC2 y PC3 con una sola de sus características principales, la explicación del grueso de la varianza asociada a la componente PC4 habría de contar con la presencia de las tres variables identificadas ($Evpp$, ΔH y P_0). No obstante, puesto que la componente PC4 explica menos del 10% de la información evaluada bajo el análisis PCA (ver **Tabla 25**), podrá resultar conveniente excluir alguna de estas tres variables en beneficio del principio de parsimonia.

Bajo estas premisas, la selección de las características de mayor trascendencia hidrológica respecto a la ocurrencia de las avenidas ha sido completada con la evaluación de los resultados aportados por el análisis CCA, en base al cual fueron identificadas las siguientes variables como principales responsables de la forma de la distribución de frecuencias:

➤ *Para las cuencas pluviales:*

Características asociadas a la morfología de las cuencas (A_c , P_c , P_f , L_{cauces} y ΔH), así como características relativas a la aportación total anual Ap , la evapotranspiración potencial $Evpp$ y la densidad de drenaje D_c .

➤ *Para las cuencas nivales:*

Características climáticas relativas a la precipitación media anual P_{med} y la temperatura media anual mínima de la cuenca T_{min} , así como características relativas a la evapotranspiración potencial $Evpp$, el umbral de escorrentía P_0 y el rango de altura ΔH . Adicionalmente, las características morfológicas y la altura media de la cuenca H muestran también una apreciable influencia sobre el apuntalamiento de la distribución de frecuencias.

Estos resultados asociados al análisis CCA muestran cómo ambas tipologías de cuenca presentan como variables de relevante influencia sobre la distribución de frecuencias a las características morfológicas, la evapotranspiración potencial $Evpp$ y el rango de altura ΔH , abarcándose con ello una amplia descripción de la varianza de las componentes PC1 y PC4 (pudiendo ser la primera representada mediante A_c debido a la alta correlación que esta característica presenta frente al resto de variables morfológicas).

De forma complementaria, si bien T_{min} se presenta como la variable de la componente PC2 que mayor influencia presenta sobre la distribución de frecuencia de las cuencas de tipología nival, su incorporación al análisis *cluster* restaría complementariedad al estudio teniendo en cuenta la alta correlación que presentan las variables ΔH y T_{min} . Este inconveniente asociado a la falta de independencia de estas dos variables ha sido soslayado mediante la elección final de la altura media H como característica representativa de la componente climática PC2, la cual presenta una mayor independencia respecto a ΔH que la variable T_{min} , aportando también una apreciable influencia sobre la distribución de frecuencias.

Finalmente se ha podido ver cómo la precipitación media anual P_{med} de la componente PC3 muestra una importante influencia sobre las avenidas de las cuencas nivales, lo cual contrasta con las de carácter pluvial probablemente debido a que en éstas últimas la precipitación ordinaria presenta una menor influencia sobre las avenidas que la inducida por la precipitación máxima diaria P_{max} (no incluida en los análisis PCA y CCA por su falta de normalidad estadística). Es por ello que, teniendo en cuenta la correlación existente entre P_{med} y P_{max} , finalmente se haya adoptado la variable P_{max} como característica representativa de la componente PC3.

A modo de resumen, en la siguiente **Tabla 29** se presentan las características finalmente seleccionadas para desarrollar la posterior delineación hidrológica de regiones, junto con su justificación de elección:

Tabla 29. Características seleccionadas para utilizar en la delineación hidrológica de regiones

Variable	Descripción	Justificación de elección
A_c	Área de la cuenca de captación (km ²)	Amplia representación de la componente PC1 asociada a los rasgos morfológicos de las cuencas, así como relevante influencia sobre la forma de la distribución de frecuencias
H	Altura media de la cuenca (m.s.n.m.)	Amplia representación de la componente PC2 asociada a los rasgos climáticos de las cuencas, así como apreciable influencia sobre la forma de la distribución de frecuencias
P_{max}	Precipitación máxima diaria asociada a un periodo de retorno de 2.33 años promediada en el área de cuenca (mm/día)	Amplia representación de la componente PC3 asociada a la pluviometría de las cuencas, así como presumible influencia sobre la distribución de frecuencias
Evp_p	Evapotranspiración potencial anual promediada para el área de cuenca (mm)	Amplia representación de la componente PC4 asociada a la generación de escorrentía en las cuencas, así como relevante influencia sobre la forma de la distribución de frecuencias
ΔH	Rango de altura de la cuenca (m)	Representación complementaria de las componentes PC1, PC2 y PC4, así como apreciable influencia sobre la forma de la distribución de frecuencias
UTM_x	Coordenada x del sistema de referencia UTM asociado al datum ETRS89 (m)	Representatividad de la susceptibilidad geográfica de las distintas zonas del área en estudio a ser azotadas por diferentes tipos de tormentas
UTM_y	Coordenada y del sistema de referencia UTM asociado al datum ETRS89 (m)	

Bajo esta selección de características se ha pretendido optimizar el compromiso entre no utilizar un número excesivo de variables en el análisis *cluster*, describir de una forma lo más completa posible cada uno de los cuatro ámbitos físicos identificados por el análisis PCA, e incorporar como variable adicional al análisis la susceptibilidad de las distintas zonas del área en estudio a ser azotadas por los diferentes tipos de tormentas que pueden originarse en los mares, océanos y zonas continentales circundantes.

Igualmente, con esta selección de variables se ha pretendido dotar al análisis *cluster* de la posibilidad de separar por sí mismo, y de una forma objetiva, las cuencas que presentan un carácter marcadamente nival de las esencialmente pluviales, bajo el contexto hidrológico asociado a la frecuencia de las avenidas.

En los siguientes apartados 5.4.1.2 a 5.4.1.4 se presentan los resultados derivados del análisis *cluster* aplicado a las 85 estaciones de aforo potencialmente aprovechables por el análisis regional, cuyo proceso de agrupación

ha sido fundamentado en la evaluación de la similitud euclídea de las anteriores 7 características seleccionadas, ponderadas de una forma equitativa.

Desde un punto de vista global, el procedimiento de análisis ha sido desarrollado bajo la metodología propuesta en el apartado 4.3.3.1 del **Capítulo 4**, en base a la cual: (i) se escoge un número arbitrario de regiones a las que asignar cada una de las 83 estaciones de aforo, (ii) se comprueba la homogeneidad estadística de las agrupaciones conformadas y (iii) se vuelve a definir un nuevo número de regiones en el que basar el mismo proceso de análisis. Este proceso iterativo concluye una vez se ha alcanzado la delineación regional que optimiza el compromiso entre obtener la máxima homogeneidad posible de las regiones y el mayor número de estaciones por región.

5.4.1.2 Asignación de estaciones a un primer número de agrupaciones

Con objeto de no incurrir en una excesiva subdivisión inicial que pudiera conducir a regiones conformadas por un escaso número de estaciones, en primera instancia se ha procedido a realizar el análisis *cluster* bajo un número total de 9 agrupaciones con la pretensión de obtener en torno a unas 8-10 estaciones por región.

En la **Figura 83** que se adjunta más adelante se ilustra la configuración de las 9 agrupaciones obtenidas, en la cual se puede observar cómo, en términos generales, los resultados derivados del análisis *cluster* resultan consistentes con la identificación de subcuencas nivales realizada por el programa ERHIN. Únicamente aparecen ciertas discrepancias relativas a las zonas limítrofes del este y oeste de la Cordillera Cantábrica, que podrían derivar de un posible carácter transitorio entre la fenomenología nival y la puramente pluvial.

En dicha **Figura 83** también se puede observar una clara distinción entre las cuencas litorales del noreste peninsular respecto a las del noroeste, posiblemente debida a la notable influencia que sobre la primeras ejerce el régimen atmosférico vinculado al Mar Cantábrico y el Mar del Norte, y el cual resulta menos trascendente para las cuencas del noroeste peninsular cuyo clima se encuentra principalmente gobernado por el Océano Atlántico Norte. Adicionalmente se atisba la influencia ejercida por el Atlántico Tropical sobre el litoral occidental de menor latitud geográfica, aspecto que se manifiesta en la agrupación adicional de cuencas que se conforma en el suroeste de la costa gallega.

Asimismo se aprecia una importante distinción entre las anteriores agrupaciones y otra adicional constituida por las cuencas interiores de la zona centro de Galicia, cuyo régimen marcadamente pluvial muestra a su vez una clara distinción respecto a las agrupaciones conformadas por las cuencas de alta montaña.

Finalmente cabe destacar la agrupación de las pequeñas cuencas situadas en la zona más oriental del área en estudio, cuyas avenidas máximas anuales probablemente responden en muchos casos a fuertes aguaceros de origen convectivo que, pese a su naturaleza temporal y espacialmente limitada, son capaces de llegar a cubrir los tiempos de concentración de esas reducidas superficies de captación.

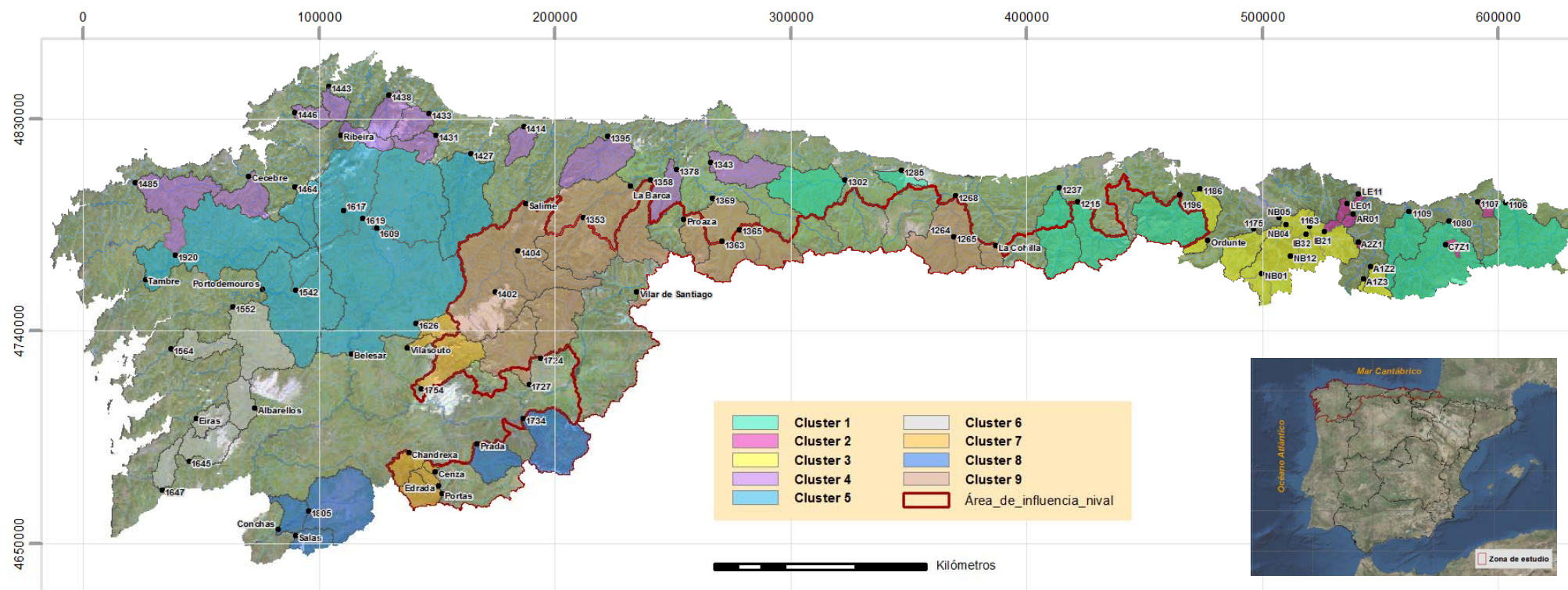


Figura 83. Agrupaciones de estaciones obtenidas mediante el análisis *cluster* para las 9 regiones preliminarmente planteadas

5.4.1.3 Homogeneidad estadística de las agrupaciones previamente delineadas

Una vez hidrológicamente delineadas las 9 agrupaciones de cuencas ilustradas en la **Figura 83** anterior, se procede a comprobar la homogeneidad estadística de las mismas mediante la aplicación de los tests de homogeneidad H_l ($l = 1, 2, 3$) propuestos por Hosking & Wallis (1997). De esta manera, los resultados estadísticos se utilizan para comprobar que la homogeneidad sugerida por el proceso de evaluación de las características físicas de las cuencas resulta aceptable, nutriendo a su vez los resultados matemáticos de una adecuada consistencia hidrológica.

Adicionalmente, la evaluación estadística de la homogeneidad ha sido complementada con la aplicación de la medida de discordancia de Hosking & Wallis (1997), con el objetivo de identificar posibles estaciones de aforo que presenten valores de los L-momentos significativamente diferentes a los del resto de estaciones que conforman cada región.

En la siguiente **Tabla 30** se muestran los resultados de homogeneidad y discordancia obtenidos, habiéndose evaluado por un lado las 83 estaciones de aforo que lograron pasar el primer filtro asociado al análisis de calidad de datos realizado, y por otro lado sólo aquellas 79 estaciones a las que dicho análisis de calidad otorgó una alta fiabilidad. De esta manera se ha perseguido utilizar adicionalmente los análisis de homogeneidad y discordancia para complementar el análisis de calidad de los datos de las estaciones de partida, especialmente los de las series de las estaciones de *Eiras*, *Edrada*, *1163* y *IB32* sobre los cuales habían quedado ciertas dudas remanentes tras el análisis de calidad realizado.

Tabla 30. Resultados test homogeneidad y discordancia para las 9 agrupaciones preliminarmente delineadas

Agrupación	<i>estaciones alta fiabilidad + estaciones dudosas</i>					<i>sólo estaciones de alta fiabilidad</i>				
	<i>n</i>	<i>H₁</i>	<i>H₂</i>	<i>H₃</i>	<i>Estaciones discordantes</i>	<i>n</i>	<i>H₁</i>	<i>H₂</i>	<i>H₃</i>	<i>Estaciones discordantes</i>
Cluster 1	8	- 0.37	- 0.14	- 0.20	1237 y 1215	8	- 0.37	- 0.14	- 0.20	1237 y 1215
Cluster 2	7	- 2.06	0.24	1.63	---	7	- 2.06	0.24	1.63	---
Cluster 3	11	1.06	1.57	1.72	---	9	1.10	0.99	1.06	---
Cluster 4	13	0.84	0.07	- 0.58	---	13	0.84	0.07	- 0.58	---
Cluster 5	9	1.10	2.10*	1.17	---	9	1.10	2.10*	1.17	---
Cluster 6	6	3.25*	1.52	0.59	---	5	1.88	1.09	0.54	---
Cluster 7	7	5.76*	2.10*	0.83	---	6	6.53*	2.70*	1.05	Cenza
Cluster 8	5	0.64	2.32*	2.04*	1805	5	0.64	2.32*	2.04*	1805
Cluster 9	17	1.17	1.69	1.27	---	17	1.17	1.69	1.27	---

* Valores mayores de 2, atribuibles a una heterogeneidad acusada de la agrupación en cuestión

A través de estos resultados estadísticos se ha podido profundizar en el análisis de la homogeneidad de las 9 agrupaciones anteriormente delineadas, extrayéndose las siguientes conclusiones preliminares que se describen a continuación:

➤ **Cluster 1**

Contrastando la delineación de la agrupación nº1 con el área de influencia nival identificada por el programa ERHIN (ver **Figura 83**), se puede observar cómo en esta agrupación nº1 se entremezclan las cuencas de carácter pluvial del centro y este de la zona en estudio (estaciones 1302, 1285, 1109, 1080 y 1106) con aquéllas de tipo nival de la zona más oriental de la Cordillera Cantábrica (estaciones 1237, 1215 y 1196).

Bajo este contexto cualitativo llama la atención los resultados derivados del análisis de discordancia realizado, bajo el cual las estaciones 1237 y 1215 se muestran estadísticamente discordantes respecto al resto de estaciones de la agrupación nº1, aspecto que resulta hidrológicamente consistente con la influencia nival que el programa EHRIN atribuyó a sus respectivas cuencas de captación. Resulta por tanto estadística e hidrológicamente razonable plantear la exclusión de las estaciones 1237 y 1215 de esta primera agrupación, lo cual podría incluso llegar a arrastrar con ellas a la estación 1196 teniendo en cuenta la influencia nival que asimismo le fue atribuida bajo el programa ERHIN.

➤ **Cluster 2**

La agrupación nº2 se encuentra constituida por cuencas pluviales de reducida área de captación que se localizan en la parte más oriental de la zona en estudio, y para la cual se obtienen valores de homogeneidad razonablemente aceptables. En este caso no existen estaciones discordantes o de dudosa calidad cuya exclusión pudiera conducir a una mejora de las medidas H_i .

➤ **Cluster 3**

Esta tercera agrupación, conformada por cuencas pluviales del interior del País Vasco y de la parte más oriental de Cantabria, presenta un valor aceptable de la medida de homogeneidad H_i , así como unos valores de H_2 y H_3 que si bien resultan algo más elevados arrojan en todo caso cuantías inferiores al valor crítico de 2. La aceptable homogeneidad de esta agrupación se encuentra respaldada por el análisis realizado bajo la exclusión de las estaciones de dudosa calidad 1B32 y 1163, obteniéndose bajo dicha exclusión una mejora sustancial de la homogeneidad global de la agrupación que llega a alcanzar valores de H_i , H_2 y H_3 cercanos a la unidad.

➤ **Cluster 4**

La agrupación nº4, conformada por cuencas pluviales localizadas en el litoral septentrional de Galicia y la mitad noroccidental del Principado de Asturias, presenta unos valores de homogeneidad considerablemente aceptables, no existiendo estaciones discordantes o de dudosa calidad cuya exclusión pudiera conducir a una mejora de las medidas H_i . Este grupo de estaciones se separa de la agrupación nº1 en torno a la zona central del litoral asturiano, posiblemente debido a la notable influencia que sobre la agrupación nº1 ejerce el régimen atmosférico vinculado al Mar Cantábrico y el Mar del Norte, y el cual resulta menos trascendente para la agrupación nº4 en donde el clima se encuentra principalmente gobernado por la circulación atmosférica asociada a los vientos del Atlántico Norte.

➤ **Cluster 5**

La agrupación nº5 se encuentra constituida por cuencas pluviales del interior de Galicia que presentan áreas de captación que abarcan desde los 248 km² de la estación 1464 hasta los más de 4,000 km² de la estación de Belesar. De partida, esta agrupación de estaciones presenta una medida de heterogeneidad H_1 asumible, si bien la medida H_2 presenta un valor superior al umbral crítico de 2, sugiriéndose con ello la presencia de una relevante heterogeneidad en el L-coeficiente de asimetría LCs .

En este sentido, el análisis detallado de los L-momentos de las estaciones que conforman esta agrupación apunta a la estación 1619 como principal causante de la falta de homogeneidad en su asimetría, ya que su ratio LCs , de valor 0.04, resulta excesivamente reducido para la zona geográfica en la que localiza dicha estación. De hecho, al excluir esta estación del análisis se obtienen ya unas medidas de homogeneidad aceptables ($H_1 = 0.43$, $H_2 = 0.61$, $H_3 = -0.17$) que hacen recomendable descartar los datos de la estación 1619 como fuente de información de la agrupación nº5.

➤ **Cluster 6**

Esta agrupación nº 6 se encuentra constituida por las cuencas pluviales del suroeste de Galicia, una de las zonas de la Península Ibérica en donde se acumulan las mayores láminas de precipitación media anual y precipitación máxima diaria anual. De partida, la medida de heterogeneidad H_1 presenta un valor muy elevado por encima del valor crítico de 2, si bien la exclusión de la estación de Eiras (cuyos escasos registros arrojaban dudas sobre su representatividad) proporciona una mejora sustancial de los valores de homogeneidad. Aun así, la agrupación resultante una vez excluida la estación de Eiras presenta un valor de H_1 superior a la unidad que sugiere la persistencia de una cierta heterogeneidad en la región vinculada con esta agrupación nº6.

➤ **Cluster 7**

La agrupación nº 7, constituida por estaciones situadas en las dos divisorias de la cuenca media-baja del río Sil, presenta una elevada heterogeneidad que ni siquiera es mejorada al excluir del análisis la estación de Edrada sobre la que habían quedado ciertas dudas remanentes tras el análisis de calidad.

La causa de la elevada heterogeneidad de esta agrupación parece radicar en la mezcla de las cuencas nivales del parque natural de O Invernadeiro (estaciones de Chandrexa de Queixa, Cenza, Edrada y Las Portas) con las cuencas pluviales asociadas a las estaciones de Vilasouto y 1626. De hecho, excluyendo estas dos últimas estaciones de la agrupación nº7 se llegan a alcanzar valores aceptables de la homogeneidad ($H_1=1.19$; $H_2=0.30$ y $H_3=0.43$), si bien surge entonces una leve discordancia asociada a la estación de Cenza.

Es la agrupación formada exclusivamente por las cuencas de Chandrexa de Queixa, Cenza, Portas y 1754 la que proporciona unos valores de homogeneidad y discordancia considerablemente aceptables ($H_1=0.36$; $H_2= -0.56$ y $H_3= -0.38$), resultando por ello recomendable excluir de la agrupación nº 7 tanto la estación

de *Edrada* por su dudosa calidad, como las estaciones de *Vilasouto* y *1626* por su carácter de mayor trascendencia pluvial.

Adicionalmente se ha podido comprobar cómo la evaluación conjunta de las estaciones de *Vilasouto* y *1626* conduce a valores de H_I en torno a la unidad, que podrían tomarse como indicativo de que ambas estaciones conforman una pequeña región homogénea teniendo en cuenta que la evaluación de las mismas junto con cualquier otra estación de la zona conduce a medidas de H_I ya mayores o muy próximas al valor crítico de 2. Esto parece apuntar a una particularidad hidrológica especialmente asociada a estas dos cuencas fronterizas entre la zona pluvial del interior de Galicia y la zona nival de la Cordillera Cantábrica, que probablemente deriva de un carácter hidrológico transitorio entre lo pluvial y lo nival.

➤ **Cluster 8**

En este caso resalta la heterogeneidad mostrada por las medidas H_2 y H_3 de la agrupación nº8 del sur de Galicia, en donde se entremezclan cuencas de carácter pluvial y nival según la clasificación planteada por el programa ERHIN. En este sentido, los valores de heterogeneidad obtenidos sugieren la conveniencia de analizar por separado las cuencas de carácter puramente pluvial (*Salas*, *Conchas* y *1805*) de las que presentan cierta influencia nival (*1734* y *Prada*).

Adicionalmente destaca la clara discordancia mostrada por la estación *1805* respecto al resto de estaciones de la agrupación, discordancia que resulta hidrológicamente consistente con el hecho de que el área de captación de dicha estación se encuentre ampliamente influenciada por la presencia de la extensa llanura asociada a la Laguna de Antela.

➤ **Cluster 9**

Por último se cuenta con la agrupación nº9, en la cual se aglutina la gran mayoría de cuencas de la Cordillera Cantábrica en las que fue identificada una relevante influencia nival bajo el programa ERHIN. A priori, esta agrupación presenta un valor aceptable de la medida H_I (1.17), si bien la mayor cuantía de su medida H_2 (1.69) parece apuntar hacia una cierta heterogeneidad del L-coeficiente de asimetría LCs .

Así pues, teniendo en cuenta el gran número de estaciones existente en esta agrupación nº9, resulta recomendable analizar la posibilidad de dividir esta agrupación en subregiones de mayor homogeneidad en las que todavía se cuente con un número de estaciones aceptable.

Cabe añadir además que en alguna de esas hipotéticas subregiones nivales podrían encontrar cabida las estaciones *1734* y *Prada* de la agrupación nº8 preliminarmente delineada (permitiendo así diferenciarlas del régimen esencialmente pluvial de las cuencas de *Salas*, *Conchas* y *1805*), así como las estaciones *1237*, *1215* y *1196* (teniendo en cuenta el carácter nival que el programa EHRIN atribuyó a sus respectivas cuencas de captación, y que tanto la *1237* como la *1215* se han mostrado estadísticamente discordantes respecto a la agrupación nº1 a la que fueron preliminarmente asignadas).

5.4.1.4 Análisis iterativo bajo diferente número de agrupaciones

Una vez contrastada la homogeneidad hidrológica de las 9 agrupaciones preliminarmente delineadas, se pasa a una segunda fase de análisis en la que se evalúa si, desde un punto de visto hidrológico y estadístico, resulta adecuado unir ciertas agrupaciones a fin de obtener un mayor número de estaciones por región, o acaso dividir alguna de ellas si es que sus medidas de heterogeneidad así lo sugieren.

Para ello se ha ampliado el *análisis cluster* previamente realizado, evaluando en primer lugar cómo se van uniendo las agrupaciones preliminarmente delineadas a medida que se analiza el agrupamiento de estaciones en un número cada vez menor de cluster. A modo de resumen, en la siguiente **Tabla 31** se muestran los resultados obtenidos al analizar la homogeneidad de las regiones que se conforman al considerar un número de agrupaciones menor de 9.

Tabla 31. Resultados de homogeneidad obtenidos para un número de agrupaciones menor de 9

Nuevo número de agrupaciones	Descripción de la re-delineación de regiones derivada del nuevo número de agrupaciones considerado	Conclusiones obtenidas
8	Se produce la unión de las agrupaciones 7 y 8 preliminares de la zona sureste de Galicia, arrojándose una heterogeneidad inadmisible de la nueva agrupación conformada ($H_1=5.65$, $H_2=3.25$, $H_3=1.68$).	No resulta apropiado unir las agrupaciones 7 y 8
7	Adicionalmente a la asociación de las agrupaciones 7 y 8, se produce la unión de las agrupaciones 2 y 3 de la zona del País Vasco que si bien arroja valores de heterogeneidad asumibles, presenta el inconveniente de deteriorar la gran capacidad descriptiva que muestran las funciones PEIII y GNO de la agrupación nº2 inicialmente delineada.	No resulta apropiado unir las agrupaciones 2 y 3
6	Añadida a la asociación de las agrupaciones 7 – 8 y 2 – 3, se unen las agrupaciones 4 y 5 localizadas, respectivamente, en el litoral septentrional gallego y mitad noroccidental de Asturias, y en la parte interior del norte de Galicia. Esta última nueva agrupación presenta el inconveniente de deteriorar la gran capacidad descriptiva que muestran las funciones PEIII y GNO para la agrupación nº5 inicial, pese a arrojar valores de heterogeneidad asumibles.	No resulta apropiado unir las agrupaciones 4 y 5
5	Aparte de la unión de las agrupaciones 7 – 8, 2 – 3 y 4 – 5, se produce la unión de la agrupación nº1 inicial con la 2 – 3 anteriormente constituida. Nuevamente, esta última agrupación conformada presenta el inconveniente de deteriorar la gran capacidad descriptiva que muestran las funciones PEIII y GNO para las agrupaciones 1 y 2 preliminares, además de incrementar de forma apreciable los valores de heterogeneidad iniciales.	No resulta apropiado unir las agrupaciones 1, 2 y 3

Adicionalmente y también en base a las características físicas de las cuencas, se ha evaluado cómo se van dividiendo las 9 agrupaciones inicialmente delineadas a medida que se analiza el agrupamiento de estaciones en un número cada vez mayor de cluster, a fin de analizar si la homogeneidad es susceptible de ser mejorada al realizar una división más pronunciada. En la **Tabla 32** se muestra un resumen de los resultados obtenidos al analizar las regiones que se conforman al considerar un número de agrupaciones mayor de 9.

Tabla 32. Resultados de homogeneidad obtenidos para un número de agrupaciones mayor de 9

Nuevo número de agrupaciones	Descripción de la re-delineación de regiones derivada del nuevo número de agrupaciones considerado	Conclusiones obtenidas
10	La agrupación nº4 inicial, localizada en el litoral septentrional gallego y la mitad noroccidental de Asturias, es subdividida en dos agrupaciones compuestas respectivamente por 5 y 8 estaciones, no alcanzándose una mejora sustancial de las medidas de heterogeneidad.	No resulta apropiado subdividir la agrupación nº4
11	Aparte de la subdivisión de la agrupación nº4, la nº3 de la zona del País Vasco es subdividida en dos subregiones de 2 y 9 estaciones. A fin de evitar conformar una región únicamente constituida por 2 estaciones, se analiza a su vez la posibilidad de unir éstas a la relativamente cercana agrupación nº2, al presentar todas ellas cuencas de pequeña área de captación. No obstante, bajo dicha unión surge una fuerte discordancia precisamente en una de las dos estaciones procedentes de la agrupación nº3 inicial.	No resulta apropiado subdividir la agrupación nº3
12	Añadida a la subdivisión de las agrupaciones 3 y 4, la agrupación nº7 constituida por estaciones situadas en las dos franjas divisorias de la cuenca media-baja del río Sil es subdividida en dos agrupaciones diferenciadas: la primera de ellas compuesta por las cuatro cuencas localizadas en el parque natural de O Invernadeiro, y la segunda por las 3 estaciones restantes situadas al norte de la agrupación nº 7 inicial. La homogeneidad de la primera de estas dos subregiones presenta unos valores de heterogeneidad asumibles, si bien la otra subregión sigue manteniendo una elevada heterogeneidad derivada de la mezcla remanente de estaciones con diferente grado de influencia nival.	Recomendable tratar las cuencas localizadas en el parque natural ourensano de O Invernadeiro como una región independiente, al presentar una influencia nival particularmente elevada
13, 14, 15, 16, 17, 18, 19 y 20	La sucesiva evaluación de un número cada vez mayor de agrupaciones muestra cómo se van extrayendo pequeños grupos de estaciones principalmente asociados a la agrupación nival nº9, que sin embargo no alcanzan a aportar una mejora sustancial de sus medidas de heterogeneidad. Esta limitada capacidad para encontrar subregiones nivales de mayor grado de homogeneidad podría derivar del hecho de estar utilizando P_{max} en el <i>análisis cluster</i> , y no la precipitación media anual P_{med} cuya influencia sobre la forma de la distribución de frecuencias de las cuencas nivales podría resultar de gran relevancia. Cabe destacar también la disgregación que se produce de la agrupación nº8, localizada en el sur de Galicia, y bajo la cual se separan las cuencas pluviales de <i>Conchas</i> , <i>Salas</i> y <i>1805</i> de aquéllas a las que el programa ERHIN identificó cierta influencia nival (<i>Prada y 1734</i>).	Recomendable reevaluar el <i>análisis cluster</i> particularizándolo para las cuencas a las que el programa ERHIN atribuyó un cierto carácter nival, sustituyendo la variable P_{max} por P_{med}

Los anteriores resultados respaldan las conclusiones preliminares que habían sido derivadas del análisis de homogeneidad y discordancia de la primera fase de delineación, apuntándose con ello a la conveniencia de separar las cuencas pluviales de *Vilasouto* y *1626* de las cuencas nivales *1754* y aquellas localizadas en el parque natural ourensano de O Invernadeiro. Adicionalmente se manifiesta la necesidad de desarrollar un nuevo *análisis cluster* mediante el cual subdividir la agrupación nival nº9 en subregiones de mayor homogeneidad, en las cuales podrían encontrar cabida las estaciones *1734*, *Prada*, *1237*, *1215* y *1196* (estaciones que fueron asignadas bajo el primer *análisis cluster* a regiones de tipología pluvial pese a la influencia nival que les había sido atribuida por el programa ERHIN).

Debido a ello se ha realizado un nuevo *análisis cluster* particularizado para las 28 cuencas afectadas por el área de influencia nival del programa ERHIN, manteniendo 6 de las 7 características físicas previamente seleccionadas (A_c , ΔH , H , Evp_p , UTM_x y UTM_y), y sustituyendo la precipitación máxima diaria P_{max} por la precipitación media anual P_{med} en aras de reflejar la mayor influencia ejercida por esta última característica sobre la distribución de frecuencias de las cuencas de tipología nival. La conveniencia de utilizar estas 7 variables se encuentra respaldada por los resultados del análisis de correlación canónica CCA realizado con anterioridad (ver **Tabla 27**), dotándose nuevamente de un peso equitativo a las 7 variables.

Como punto de partida de este nuevo *análisis cluster* se ha procedido a examinar la homogeneidad de un total de 3 agrupaciones, con el objetivo de no incurrir en una subdivisión excesiva que pudiera conducir a la obtención de regiones conformadas por un escaso número de estaciones. En la **Figura 84** que se adjunta más adelante se presentan las 3 nuevas agrupaciones delineadas superpuestas a las 9 preliminarmente obtenidas, mostrándose en la **Tabla 33** los resultados de las medidas de heterogeneidad y discordancia arrojados por cada una de esas 3 nuevas agrupaciones.

Como se puede observar en dicha **Figura 84**, la agrupación nival nº1 se encuentra constituida por 4 cuencas localizadas en la zona ourensana de O Invernadeiro, presentando unas medidas de heterogeneidad asumibles que además mejoran considerablemente al excluir del análisis la estación de Edrada sobre cuyos datos habían quedado ciertas dudas remanentes tras el análisis de calidad realizado. Cabe adelantar que la homogeneidad estadística de esta agrupación se preserva bajo la inclusión de la estación *1754*, tal y como hidrológicamente había sido vaticinado por el *análisis cluster* realizado para toda la zona en estudio.

La agrupación nival nº2 muestra sin embargo una heterogeneidad bastante acusada, superándose el valor crítico de 2 en las tres medidas de H_i . En este caso no existen estaciones discordantes o de dudosa calidad cuya exclusión pudiera conducir a una mayor homogeneidad, derivándose de ello la necesidad de dividir esta agrupación en subregiones que resulten más homogéneas.

Finalmente se puede ver cómo la agrupación nival nº3, constituida por las cuencas nivales que se encuentran localizadas en la zona de la Cordillera Cantábrica que discurre paralela al litoral, presenta unas medidas de heterogeneidad aceptables.

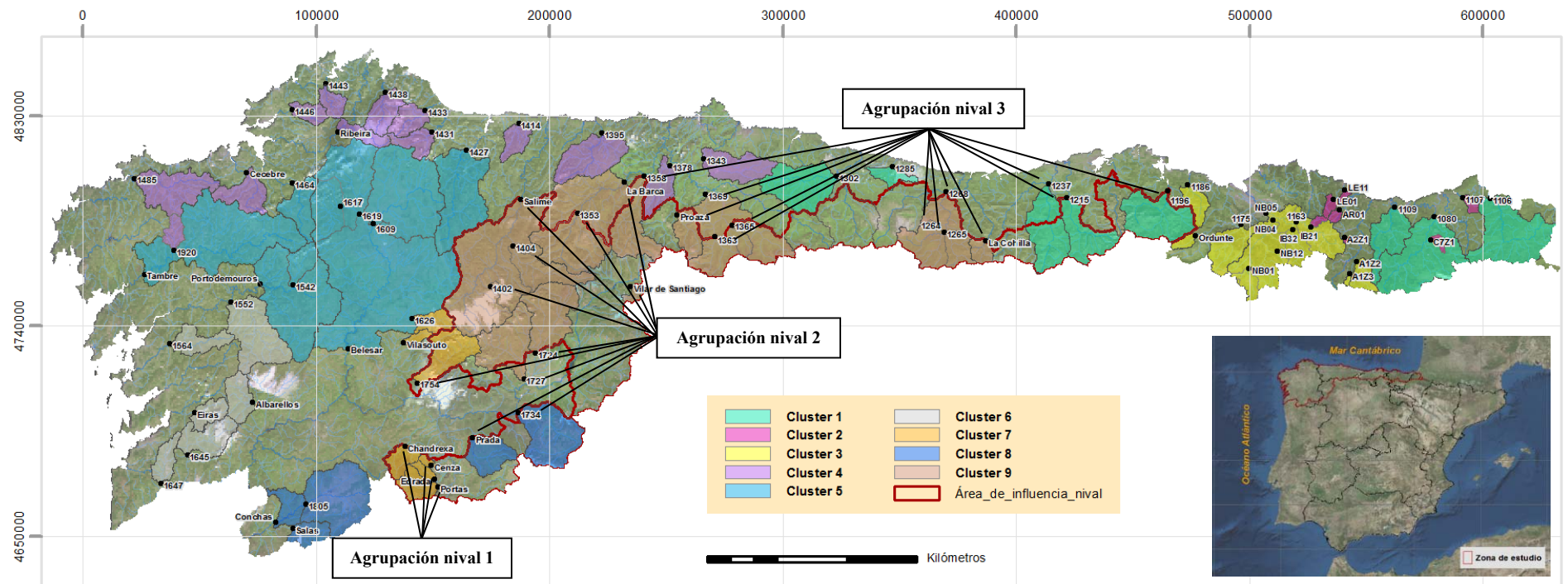


Figura 84. Agrupaciones obtenidas mediante el análisis cluster para las cuencas afectadas por el área de influencia nival identificado por el programa ERHIN

Tabla 33. Valores de las medidas de heterogeneidad H_i para las 3 agrupaciones derivadas del análisis cluster nival

Agrupación	estaciones alta fiabilidad + estaciones dudosas					sólo estaciones de alta fiabilidad				
	nº de registros	H_1	H_2	H_3	Estaciones discordantes	nº de registros	H_1	H_2	H_3	Estaciones discordantes
Agrupación nival 1	4	1.39	0.65	0.50	---	3	0.60	-0.12	-0.01	---
Agrupación nival 2	11	2.27*	2.76*	2.18*	---	11	2.27*	2.76*	2.18*	---
Agrupación nival 3	13	0.97	0.21	0.13	---	13	0.97	0.21	0.13	---

Los anteriores resultados han conducido a reevaluar el *análisis cluster* nival para un número mayor de agrupaciones, a fin de examinar la posibilidad de obtener subregiones de la agrupación nival nº2 que muestren una aceptable homogeneidad. En la siguiente **Tabla 34** se muestra un resumen de los resultados obtenidos al analizar el tránsito de las 3 agrupaciones anteriormente planteadas a un número mayor de éstas.

Tabla 34. Resultados de homogeneidad obtenidos para un número de agrupaciones nivales mayor de 3

Nuevo número de agrupaciones	Descripción de la re-delineación de regiones derivada del nuevo número de agrupaciones considerado	Conclusiones obtenidas
4	Las estaciones 1237, 1215 y 1196, que habían sido mezcladas con cuencas de tipo pluvial por el <i>análisis cluster</i> realizado para toda la zona en estudio, son separadas de la agrupación nival nº3 conformando una región propia apreciablemente homogénea ($H_I=0.09$, $H_I=0.25$, $H_I=0.32$).	Recomendable evaluar la posibilidad de formar una región independiente con las estaciones 1237, 1215 y 1196
5	Aparte de la subdivisión de la agrupación nival nº3, se produce la partición de la agrupación nival nº2 conformándose dos subregiones que continúan mostrando una apreciable heterogeneidad (la primera constituida por las estaciones 1402, 1734, Prada y Villar de Santiago, y la segunda por las estaciones 1353, 1404, 1724, 1754, 1727, La Barca y Salime).	La partición realizada por el <i>análisis cluster</i> de la agrupación nival nº2 no resulta estadísticamente adecuada.
6, 7, 8, 9 y 10	La evaluación de un número cada vez mayor de agrupaciones muestra cómo se van extrayendo estaciones aisladas de los tres cluster iniciales o, a lo sumo, pares de éstas. No se alcanzan subregiones homogéneas de la agrupación nival nº2 que presenten más de dos estaciones por subregión.	Reevaluar el <i>análisis cluster</i> asignando distintos pesos a las variables, o plantear argumentos hidrológicos discriminantes

Del análisis de los resultados de la **Tabla 34** anterior llama la atención que sean las estaciones 1237, 1215 y 1196 las que primero son separadas al analizar un número mayor de 3 cluster, antes incluso de que se dé la subdivisión de la agrupación nival nº2 cuya heterogeneidad y elevado número de estaciones parecerían hacerla más proclive a ser fraccionada. No obstante, se ha podido ver que la agrupación nival nº3 arroja mejores resultados al ser considerada como una única región, tal y como muestra el correspondiente análisis de incertidumbre de los cuantiles estimados para esta área en estudio (ver análisis incluido en el **Anexo 6**).

Por otro lado destacan las limitaciones mostradas por el *análisis cluster* para encontrar subregiones homogéneas de la agrupación nival nº2, quizá debido a que los pesos equitativos asignados a cada una de las 7 variables utilizadas distorsionan en este caso la capacidad de vincular la similitud de éstas con el parecido de las distribuciones de frecuencia. En este sentido podría tantearse la eficacia discriminante de otras configuraciones de pesos, si bien ha resultado más directo comprobar, mediante los tests de homogeneidad de Hosking and Wallis (1997), la hipótesis de que la importante divisoria morfológica que separa la cuenca del río Sil de la vertiente cantábrica induce a una diferencia en sus respectivas distribuciones de frecuencia.

En la siguiente **Tabla 35** se muestran los resultados de homogeneidad y discordancia obtenidos para las dos nuevas subregiones nivales planteadas, una conformada por las cuencas de la agrupación nival nº2 que se encuentran en la vertiente cantábrica y la otra por las que se encuentran en la cuenca del río Sil.

Tabla 35. Resultados de homogeneidad de las subregiones nivales separadas por la divisoria Sil-Cantábrico

Estaciones	Entidad hidrográfica	H_1	H_2	H_3	Estaciones discordantes
<i>1754, Prada, 1734, 1727, 1724 y Villar de Santiago</i>	Cuenca del río Sil	1.23	1.38	0.70	---
<i>1402, 1404, 1353, Salime y La Barca</i>	Vertiente cantábrica	-0.92	-0.01	1.02	---

Como se puede ver, la anterior subdivisión proporciona unas medidas de heterogeneidad aceptables, que incluso en el caso de la subregión relativa a las estaciones de la cuenca del río Sil resultan potencialmente mejoradas si se excluye la estación 1754 de dicha agrupación. Tal potencial exclusión se encuentra respaldada por los resultados obtenidos bajo el *análisis cluster* inicialmente realizado para toda la zona en estudio, en donde la estación 1754 fue agrupada a las estaciones del parque ourensano de O Invernadeiro.

5.4.2 Análisis global de las regiones identificadas

Tal y como se deriva del análisis global de los resultados presentados en los anteriores apartados 5.4.1.1 a 5.4.1.4, el proceso de delineación regional ha confluído en la identificación de 12 regiones hidrológicas cuya configuración espacial se muestra en la **Figura 85** a continuación adjunta.

Para cada una de estas 12 regiones identificadas, en la **Tabla 36** se muestra un listado con el número de estaciones por región, los valores de las cuatro primeras ratios de los L-momentos regionales, el valor de discordancia máximo alcanzado D_i frente al valor crítico sugerido por Hosking and Wallis (1997), los valores de las medidas de heterogeneidad H_i y el coeficiente de correlación medio entre las series de cada región.

Es importante recordar que los valores de las medidas de heterogeneidad H_i presentados en la **Tabla 36** han de entenderse como preliminares, ya que en su cálculo no ha sido contemplado el efecto provocado por la correlación espacial existente entre las series de caudal máximo anual de las distintas estaciones que conforman cada región. Es por ello que mediante una segunda etapa de análisis se haya analizado la influencia ejercida por dicha correlación sobre las medidas H_i , derivándose de ello la conveniencia de adoptar un cierto grado de heterogeneidad para alguna de las regiones identificadas cuya cuantía se muestra en la **Tabla 37**.

Aún con todo, los análisis preliminares de heterogeneidad y discordancia realizados han permitido refinar el filtrado de estaciones previamente llevado a cabo bajo el análisis de calidad de datos realizado, reteniéndose finalmente 78 de las 83 estaciones de aforo a priori planteadas como potencialmente aprovechables por el análisis regional. Concretamente, han sido excluidas del análisis regional las estaciones *IB32*, *1163*, *Edrada* y *Eiras* al haberse corroborado la falta de representatividad de sus registros que previamente había sido vislumbrada por el análisis de calidad realizado, así como la estación *1619* ubicada en la zona central de Galicia debido a la acusada heterogeneidad que aporta su inclusión en las diferentes regiones identificadas.

Tabla 36. Descripción estadística de las 12 regiones identificadas

Región	Nº Estaciones	t (LCv)	t_3 (LCs)	t_4 (LCK)	t_5	D _{máx} (D _{crit})	H ₁	H ₂	H ₃	Correlación media entre series
R1	13	0.317	0.324	0.259	0.166	1.96 (2.87)	0.84	0.07	-0.58	0.21
R2	8	0.329	0.256	0.174	0.113	1.56 (2.14)	0.43	0.61	-0.17	0.38
R3	5	0.303	0.167	0.117	0.062	1.33 (1.33)	1.88	1.09	0.54	0.31
R4	3	0.356	0.212	0.126	0.066	-	0.31	2.27	2.42	0.67
R5	4	0.209	0.117	0.128	0.035	-	0.38	-0.54	-0.36	0.44
R6	2	0.395	0.298	0.212	0.178	-	0.68	-0.05	-0.34	0.71
R7	5	0.339	0.296	0.219	0.109	1.30 (1.33)	-0.16	0.54	0.13	0.46
R8	5	0.247	0.106	0.150	0.039	1.32 (1.33)	-0.91	0.02	1.04	0.54
R9	12	0.265	0.279	0.213	0.099	1.80 (2.76)	0.97	0.21	0.13	0.21
R10	5	0.244	0.197	0.135	0.038	1.32 (1.33)	-0.71	-0.86	-0.91	0.25
R11	9	0.269	0.269	0.211	0.133	2.00 (2.33)	1.10	0.99	1.06	0.14
R12	7	0.300	0.287	0.181	0.127	1.75 (1.92)	-2.06	0.24	1.63	0.11

NOTA: En regiones con menos de 5 estaciones no ha sido posible calcular la medida de discordancia D_i (ver pág. 48 de Hosking y Wallis (1997)), indicándose tal circunstancia mediante el símbolo “-”.

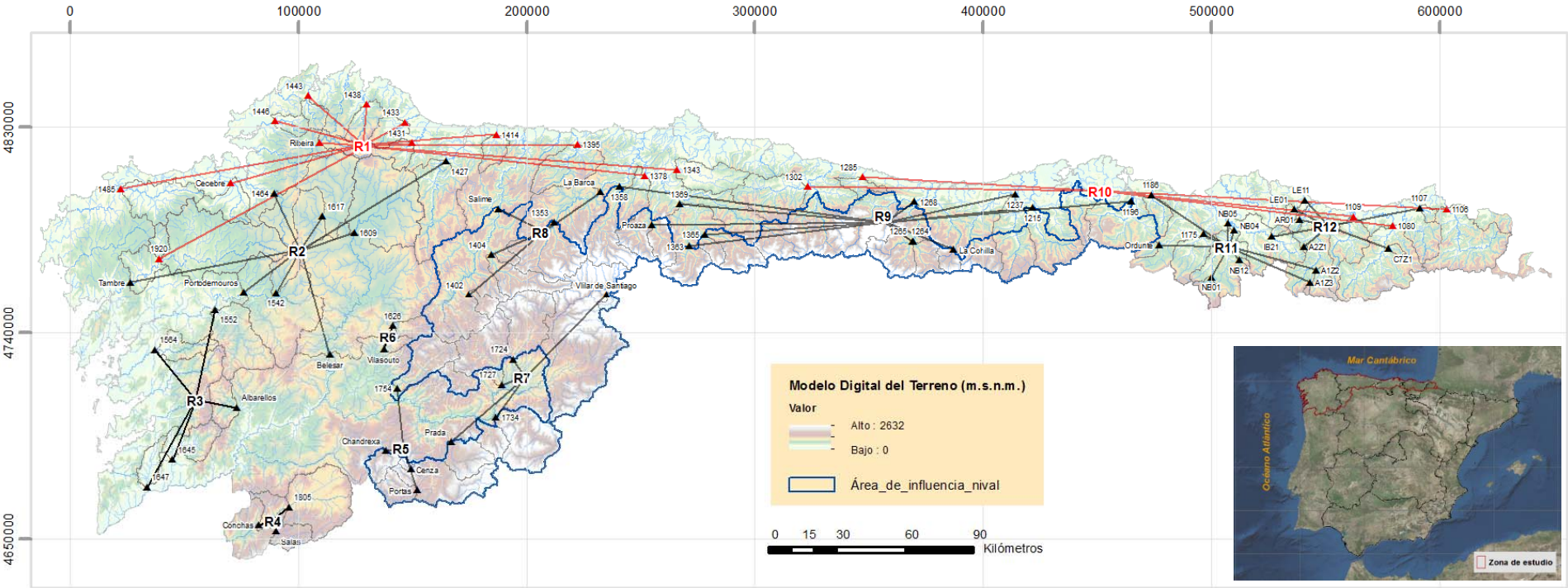


Figura 85. Ilustración gráfica de la configuración espacial de las 12 regiones identificadas

Así por tanto, puesto que la correlación existente entre las series de caudal máximo anual de las estaciones de aforo podría estar provocando una infravaloración de los valores asociados a las medidas de heterogeneidad H_i presentados en la **Tabla 36**, a continuación se ha procedido a analizar el efecto provocado por dicha correlación sobre el valor de dichas medidas H_i .

Para ello, en cada una de las 12 agrupaciones delineadas se ha generado una gran cantidad de regiones sintéticamente simuladas a partir de los L-momentos regionales y el caudal máximo promedio de las muestras de partida de cada una de dichas agrupaciones, preservando el mismo número de datos y estaciones que la agrupación original y planteando un grado de heterogeneidad arbitrario cuya consistencia es posteriormente contrastada mediante el análisis de los resultados estadísticos obtenidos. Este proceso de simulación ha sido condicionado en todo momento a que los valores de los caudales máximos generados muestren una correlación espacial entre estaciones igual a la presentada por las muestras de partida, a fin de plantear series sintéticas estadísticamente indiferenciables a las de las muestras de partida.

Las bases conceptuales de este procedimiento de análisis se detallan en el apartado 4.3.3.2 del **Capítulo 4**, cuyo diagrama conceptual se vuelve a adjuntar a continuación a modo de recordatorio bajo la **Figura 33**. En el **Anexo 6** de la presente Tesis se presenta una discusión detallada de los resultados obtenidos para cada una de las regiones evaluadas, mostrándose en la siguiente **Tabla 37** un resumen de los grados de heterogeneidad que han presentado una aceptable consistencia estadística con las medidas H_i de las muestras de partida, habiéndose obtenido cierto grado de heterogeneidad en 10 de las 12 regiones identificadas.

Tabla 37. Grados de heterogeneidad inferidos para cada una de las 12 regiones identificadas

Región	Porcentaje de variación respecto al valor regional		
	LCv	LCs	LCK
R1	± 12.3 %	± 0 %	± 0 %
R2	± 9.5 %	± 22.8 %	± 0 %
R3	± 22.3 %	± 56.3 %	± 0 %
R4	± 9.8 %	± 86.4 %	± 82.8 %
R5	± 9.5 %	± 0 %	± 0 %
R6	± 9.4 %	± 0 %	± 0 %
R7	± 0 %	± 0 %	± 0 %
R8	± 0 %	± 35.8 %	± 67.6 %
R9	± 14.9 %	± 0 %	± 0 %
R10	± 0 %	± 0 %	± 0 %
R11	± 19.7 %	± 31.6 %	± 38.6 %
R12	± 0 %	± 0 %	± 0 %

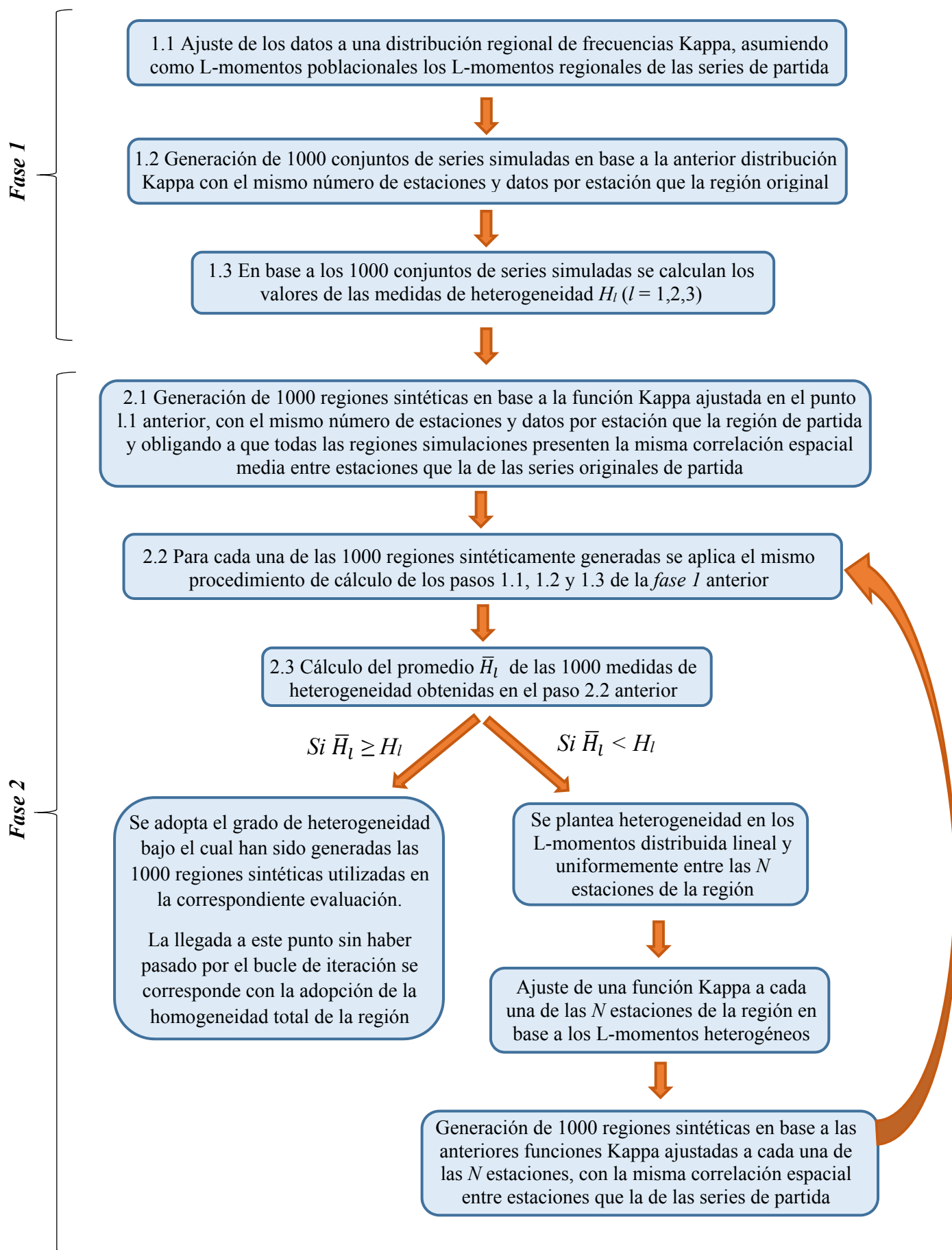


Figura 33. Procedimiento de análisis propuesto para la estimación del grado de heterogeneidad regional

Los anteriores grados de heterogeneidad de la **Tabla 37** han sido utilizados para cuantificar la incertidumbre de las estimaciones de los cuantiles de cada región y las estaciones de aforo que las conforman, presentándose en el **Anexo 6** de la presente Tesis una discusión detallada del análisis realizado y una comparativa de las estimaciones obtenidas bajo el análisis regional frente a las derivadas del clásico enfoque local.

En resumen, se ha podido ver que el análisis regional arroja estimaciones de los cuantiles considerablemente más precisas que el análisis local para las regiones 1, 2, 5, 7, 8, 9, 10, 11 y 12, quedando limitada la precisión de las estimaciones regionales asociadas a las tres agrupaciones restantes debido a:

- *Región R3*: significativa heterogeneidad en el LC_v y el LC_s de la agrupación que, unida al hecho de contar sólo con 5 estaciones de aforo, conduce a estimaciones regionales globalmente menos precisas que las derivadas del enfoque local. Se ha podido ver además que, si bien es cierto que los resultados derivados del enfoque regional mejoran al excluir del análisis las estaciones 1564 y 1647 (cuyo par de ratios LC_v-LC_s presenta una apreciable desviación respecto a los del resto de estaciones de la región R3), el reducido número de estaciones con el que se cuenta entonces y la persistencia de la heterogeneidad en el LC_v hacen que la mejora obtenida resulte insuficiente como para poder recomendar de una forma clara el enfoque regional para la agrupación entonces formada por las estaciones de Albarelllos, 1552 y 1645.
- *Región R4*: significativa heterogeneidad en el LC_s y el LCK de la región provocada por la presencia de la Laguna de Antela en dos de las tres cuencas que constituyen la agrupación, lo cual, unido al hecho de contar sólo con 3 estaciones de aforo con una alta correlación espacial entre sus series de registros, conduce a estimaciones regionales globalmente menos precisas que las derivadas del enfoque local.
- *Región R6*: cierta heterogeneidad asociada al LC_v de la agrupación que, unida al hecho de contar sólo con 2 estaciones de aforo, conduce a estimaciones regionales que no aportan un claro beneficio sobre el análisis local de frecuencia aplicado a cada una de las dos estaciones por separado.

Así pues, como resultado de todos los análisis realizados para la zona en estudio, se han encontrado 9 regiones en las que los cuantiles de caudal punta de las avenidas muestran un considerable beneficio al ser estimados bajo un enfoque regional basado en el método del índice de avenida, con sus parámetros estimados mediante los L-momentos, frente a la clásica posibilidad de evaluar las series de las estaciones desde una perspectiva local de frecuencias.

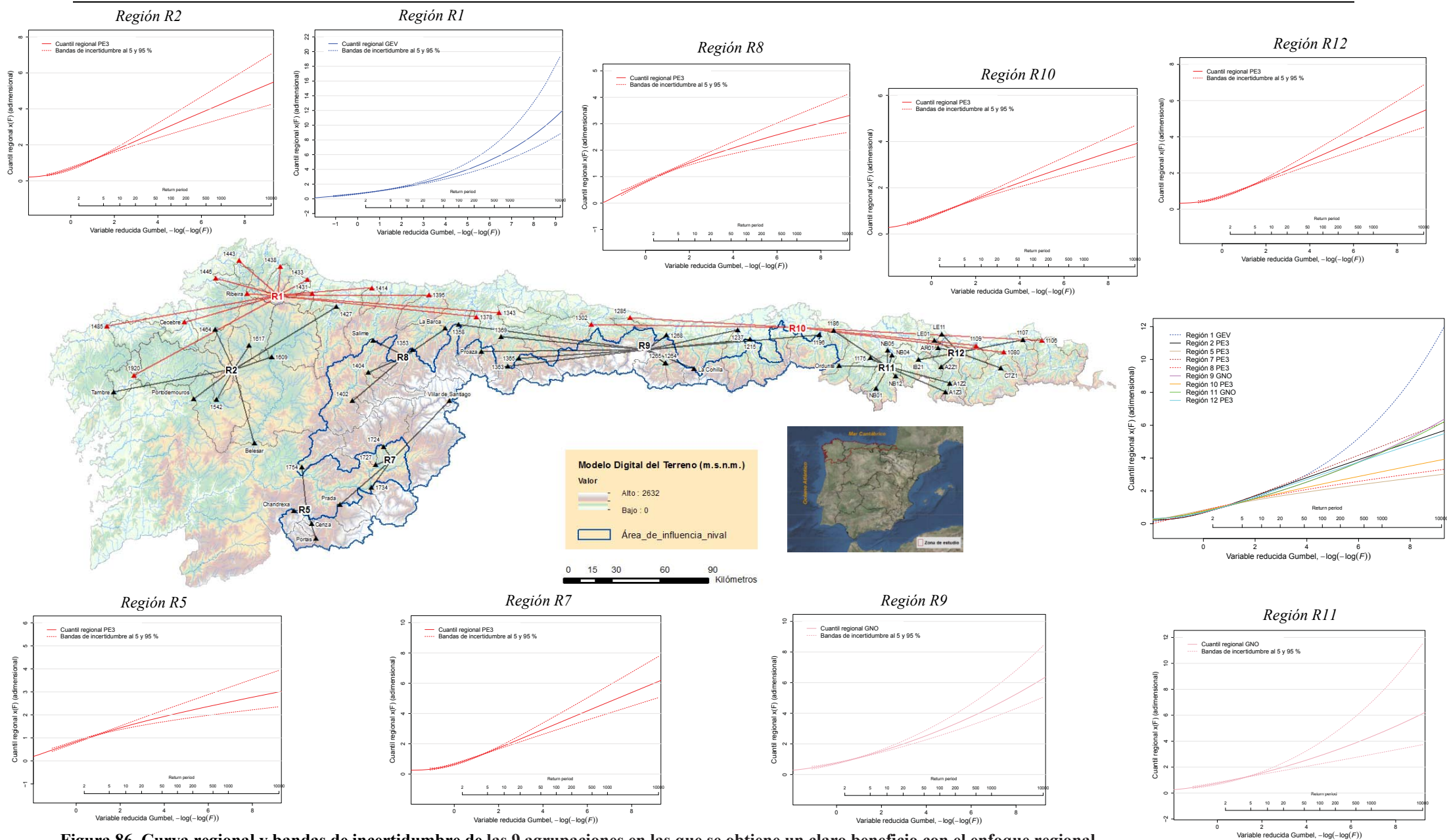
A modo de resumen, en la siguiente **Tabla 38** se presentan los principales cuantiles regionales de las 9 regiones en las que se obtiene un claro beneficio en la precisión de las estimaciones derivadas de la aplicación del análisis regional bajo las funciones de distribución adoptadas, sus correspondientes $RMSE_{rel}$ y el valor de los parámetros asociados a los L-momentos regionales de cada una de las agrupaciones identificadas. En la **Figura 86** adjunta más adelante se ilustran gráficamente las curvas regionales de las 9 funciones de distribución adoptadas, junto con las bandas de confianza del 5 y 95%.

Tabla 38. Parámetros de las distribuciones regionales adoptadas, principales cuantiles y valores del $RMSE_{rel}$ para las 9 regiones en las que se obtiene un claro beneficio en la precisión de las estimaciones derivadas del análisis regional

Región	Nº estaciones	DIST	Parámetros*			T (años)	10	50	100	500	1000	10000
			θ_1	θ_2	θ_3	F	0.9	0.98	0.99	0.998	0.999	0.9999
R1	13	GEV	0.839	0.265	-0.324	q(F)	1.73	2.91	3.55	5.51	6.59	11.70
						$RMSE_{rel}$	0.036	0.077	0.096	0.151	0.144	0.241
R2	8	PE3	1.000	0.631	1.599	q(F)	1.83	2.75	3.14	4.02	4.39	5.62
						$RMSE_{rel}$	0.044	0.091	0.106	0.131	0.140	0.162
R5	4	PE3	1.000	0.377	0.714	q(F)	1.50	1.91	2.07	2.41	2.55	2.99
						$RMSE_{rel}$	0.039	0.077	0.091	0.118	0.128	0.157
R7	5	PE3	1.000	0.663	1.778	q(F)	1.87	2.88	3.31	4.30	4.72	6.12
						$RMSE_{rel}$	0.034	0.073	0.085	0.106	0.113	0.131
R8	5	PE3	1.000	0.445	0.648	q(F)	1.59	2.05	2.24	2.63	2.79	3.29
						$RMSE_{rel}$	0.034	0.064	0.076	0.099	0.108	0.134
R9	12	GNO	0.871	0.408	-0.582	q(F)	1.64	2.48	2.88	3.91	4.40	6.27
						$RMSE_{rel}$	0.041	0.075	0.088	0.115	0.126	0.159
R10	5	PE3	1.000	0.452	1.190	q(F)	1.61	2.19	2.42	2.95	3.17	3.89
						$RMSE_{rel}$	0.024	0.051	0.060	0.077	0.083	0.099
R11	9	GNO	0.873	0.418	-0.560	q(F)	1.66	2.48	2.87	3.87	4.34	6.12
						$RMSE_{rel}$	0.054	0.136	0.168	0.235	0.263	0.348
R12	7	PE3	1.000	0.583	1.726	q(F)	1.77	2.65	3.02	3.87	4.23	5.43
						$RMSE_{rel}$	0.033	0.070	0.081	0.102	0.109	0.127

* Parámetros asociados a los L-momentos regionales respectivamente asociados a la posición (θ_1), escala (θ_2) y forma (θ_3) de las funciones de distribución.

Los anteriores resultados ponen de manifiesto la buena capacidad predictiva de los modelos regionales adoptados, cuyos $RMSE_{rel}$ arrojan un valor medio de 0.037, 0.079, 0.094, 0.126, 0.137 y 0.173 respectivamente para los periodos de retorno de 10, 50, 100, 500, 1000 y 10000 años.



5.5 Contraste causal de las distribuciones regionales de frecuencia

Con el fin de evaluar la consistencia hidrológica de los resultados estadísticos obtenidos, como punto final del análisis se ha explorado la relación existente entre los cuantiles regionales medios y las características físicas promedio de las 9 regiones en las que ha sido detectado un claro beneficio asociado a la aplicación del enfoque regional. Este contraste causal presenta una gran importancia, ya que ha permitido respaldar la adopción de las funciones de distribución escogidas con anterioridad en base al compromiso existente entre el ajuste estadístico de las muestras de partida y la robustez y capacidad predictiva proporcionada por dichas funciones.

Comparativamente con otras regiones del mundo, resulta interesante ver cómo los cuantiles regionales obtenidos en la presente Tesis resultan consistentes con la correspondiente climatología de las regiones evaluadas, tal y como se puede observar en la siguiente **Figura 87**. La fuente original de dicha figura pertenece al trabajo desarrollado por Meigh, Farquharson and Sutcliffe (1997), en el cual, entre otros análisis, se valora la correlación existente entre los cuantiles regionales de 500 años de periodo de retorno (cuantil regional q_{500}) y la precipitación media anual de diferentes regiones del mundo.

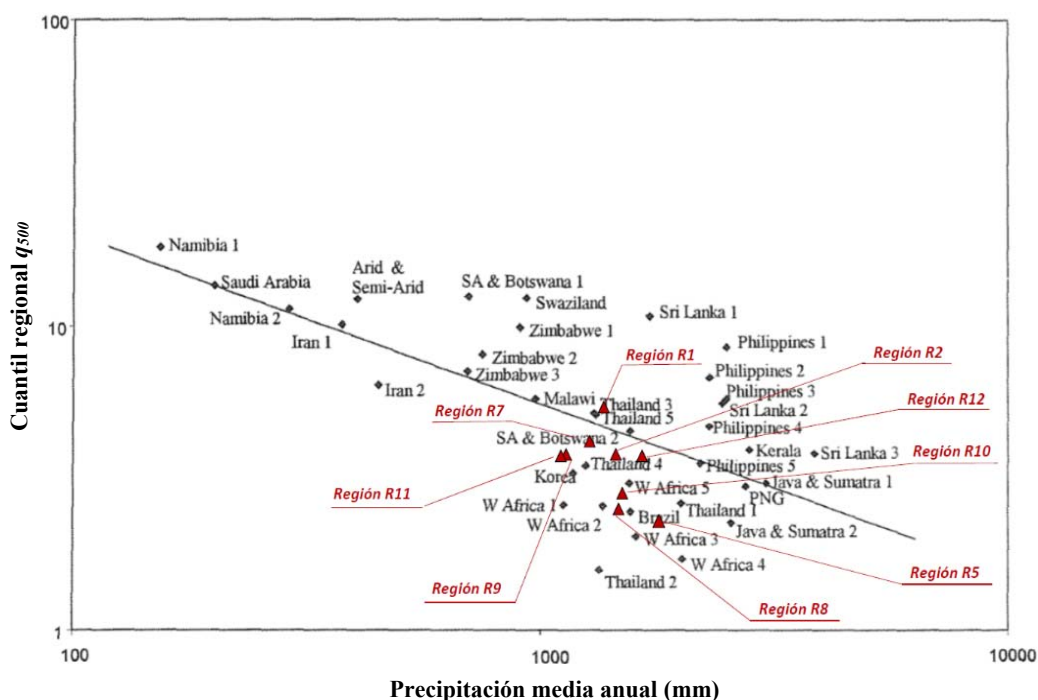


Figura 87. Relación a nivel mundial entre precipitación media anual y cuantiles regionales para $T = 500$ años

No obstante, si bien los cuantiles regionales obtenidos en la presente Tesis muestran una relación gráfica razonablemente consistente con la precipitación media anual a escala mundial, llama la atención el escaso porcentaje de varianza de los cuantiles regionales que queda determinísticamente explicado por la precipitación media anual cuando el análisis se centra en la vertiente cantábrica y noratlántica de la Península Ibérica. Ejemplo de ello se muestra en la siguiente **Figura 88** en donde se puede ver la dispersión mostrada por los cuantiles regionales q_{500} respecto a la precipitación media anual que como promedio acaece en las cuencas que conforman cada una de las 9 regiones evaluadas.

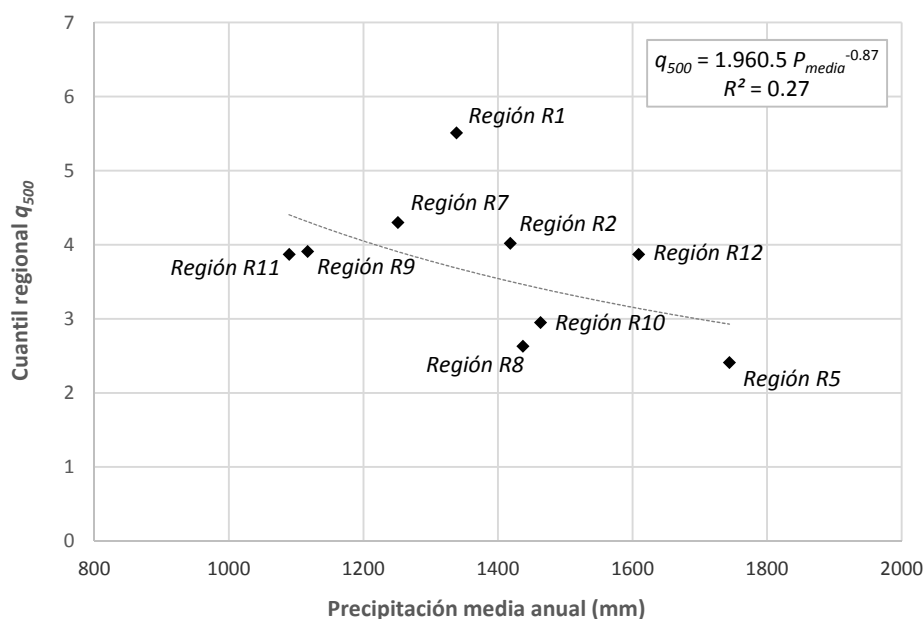


Figura 88. Relación entre cuantiles regionales de 500 años de periodo de retorno y la precipitación promedio anual para las 9 regiones aceptablemente homogéneas de la vertiente cantábrica y noratlántica de la Península Ibérica

No obstante, tal y como se ilustra en la siguiente **Figura 89**, los cuantiles q_{500} muestran una mejor relación respecto a la precipitación máxima diaria promedio anual, al presentar esta última variable física una mayor influencia hidrológica sobre la generación de las avenidas. Aun así, el porcentaje de varianza explicado por la relación entre los cuantiles q_{500} y la precipitación máxima diaria promedio anual no alcanza a superar el 50%, aspecto que refleja la posibilidad de que existan otras variables físicas adicionales que complementariamente expliquen la distribución de los cuantiles regionales obtenidos.

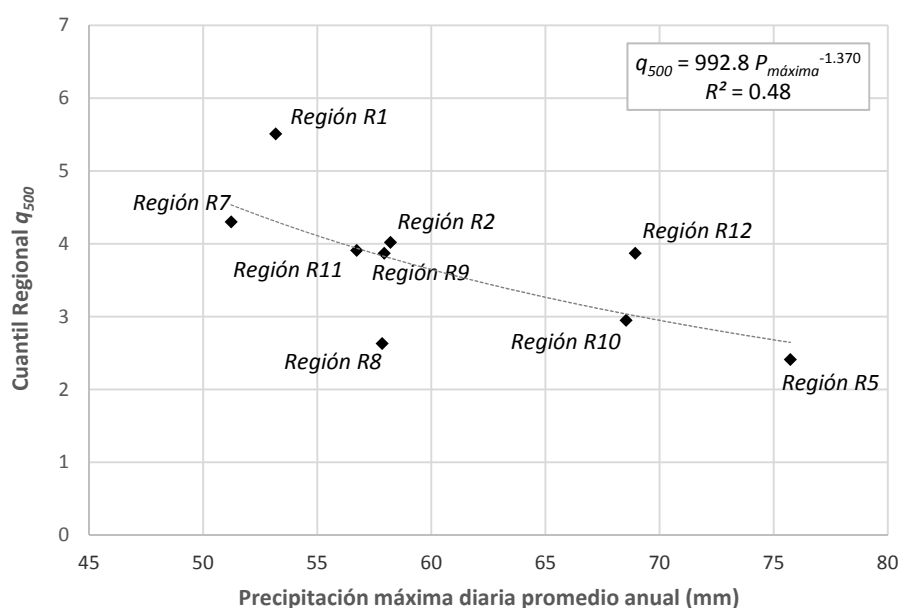


Figura 89. Relación entre los cuantiles regionales q_{500} y precipitación máxima diaria promedio anual para las 9 regiones aceptablemente homogéneas de la vertiente cantábrica y noratlántica de la Península Ibérica

Bajo este contexto de resultados se ha focalizado el análisis en primera instancia al caso particular de las regiones de carácter nival de la zona en estudio (regiones R5, R7, R8 y R9), pudiéndose comprobar cómo en este caso tanto la precipitación máxima diaria anual como la precipitación media anual sí presentan unas buenas relaciones respecto a la distribución de los cuantiles regionales q_{500} , bajo las cuales se alcanza a explicar más de un 65 % de la varianza en cuestión tal y como muestran las siguientes **Figuras 90(a) y 90(b)**.

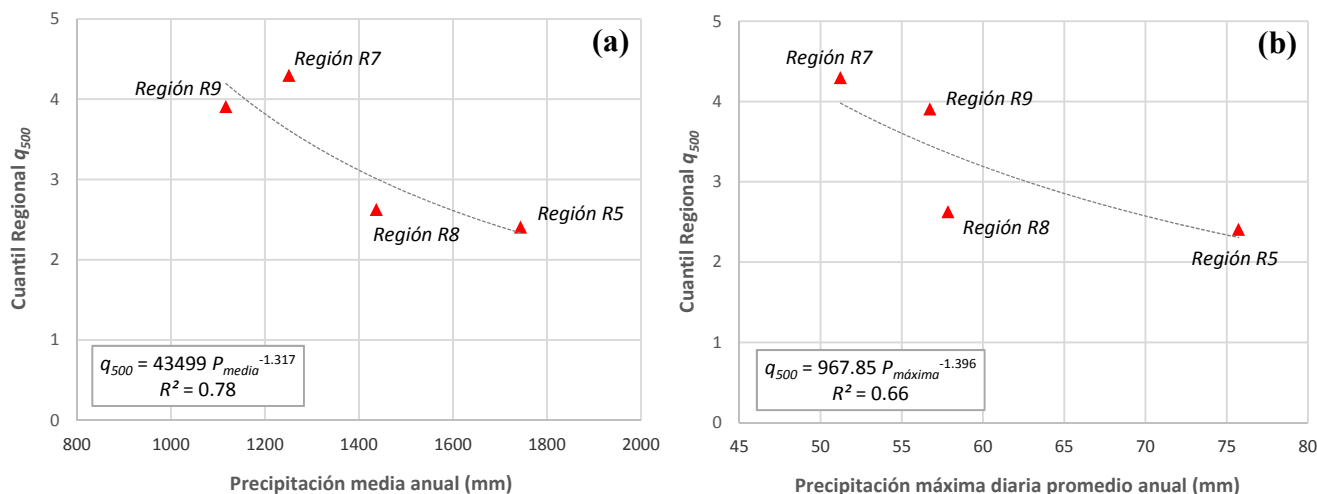


Figura 90. (a) Relación entre los cuantiles regionales q_{500} y la precipitación media anual para las regiones nivales. (b) Relación entre los cuantiles q_{500} y la precipitación máxima media diaria promedio anual para las regiones nivales

Indirectamente, los resultados ilustrados por la **Figura 90(a)** parecen reflejar la importante influencia ejercida por los mantos de nieve acumulados en este tipo de regiones nivales, ya que la elevada correlación que surge entre los cuantiles regionales q_{500} y la precipitación media anual desaparece por completo al analizar esta misma relación para el caso de las regiones pluviales (ver **Figura 91(a)** adjunta más adelante). De forma complementaria, la aceptable relación mostrada por los cuantiles nivales q_{500} respecto a la precipitación máxima diaria promedio anual (**Figura 90(b)**) pone de relieve que las avenidas máximas anuales que se dan en este tipo de regiones de carácter nival no responden a un proceso puramente de fusión de nieve, sino que provienen de eventos meteorológicos más complejos en los que las lluvias de importante entidad promueven y aceleran la fusión de la nieve previamente acumulada en las cuencas.

Se trata por tanto de avenidas máximas anuales principalmente asociadas al mecanismo de generación de “lluvia sobre nieve”, bajo el cual la relación potencial negativa entre los cuantiles q_{500} y la precipitación media anual se interpreta como un reflejo de que cuanto mayor resulta el manto de nieve acumulado en las cuencas (aspecto vinculado en la zona en estudio a una mayor precipitación media anual), mayor capacidad de retener el agua que precipita en forma de lluvia y, por consiguiente, mayor capacidad de laminar las avenidas reduciéndose con ello el valor de los correspondientes cuantiles regionales. Adicionalmente, la relación potencial negativa existente entre los cuantiles nivales q_{500} , respecto a la precipitación máxima diaria promedio anual, apunta a que es en aquellas regiones en donde las precipitaciones máximas promedio resultan menos relevantes donde llegan a producirse lluvias extraordinarias que se desvían de una forma más acusada del promedio máximo anual, aumentando con ello el valor de los cuantiles regionales.

Por otro lado y pese a la presumible influencia que podría aportar la precipitación media anual sobre la cantidad de humedad de las cuencas y, por consiguiente, sobre su capacidad de generar escorrentía, la buena relación que ha sido encontrada entre los cuantiles nivales q_{500} y la precipitación media anual no se mantiene sin embargo para las regiones de tipo pluvial, en donde la precipitación máxima diaria promedio anual se presenta como principal variable predictora de los cuantiles regionales q_{500} tal y como muestran las **Figuras 91(a) y 91(b)** que se adjuntan a continuación.

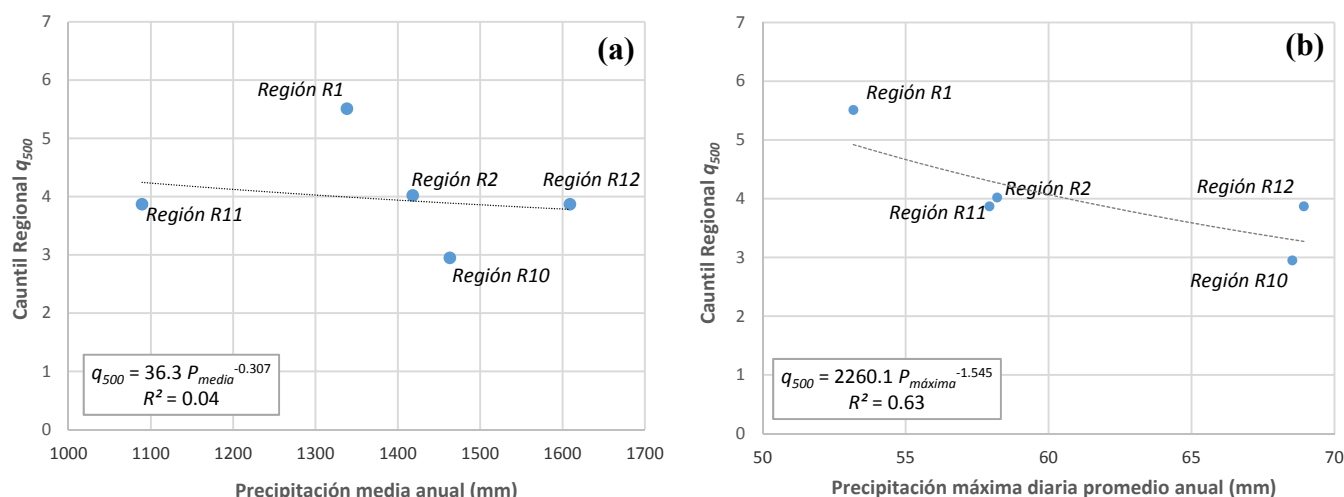


Figura 91. (a) Relación entre los cuantiles regionales q_{500} y la precipitación media anual para las regiones pluviales. (b) Relación entre los cuantiles regionales q_{500} y la precipitación diaria promedio anual en las regiones pluviales.

Estos resultados ponen de relieve la distinta fenomenología asociada a las máximas avenidas anuales que habitualmente se producen en las cuencas de tipología nival respecto a las de tipo pluvial, lo cual ya había sido captado por el análisis de correlación canónica CCA previamente desarrollado. Dicha diferencia tipológica responde a la cantidad de nieve que se acumula en las cuencas de carácter nival durante los meses fríos del año, aspecto de gran trascendencia para la generación de las avenidas máximas anuales que se producen en este tipo de cuencas tanto por el posible efecto de interceptación que provocan los mantos de nieve sobre la lluvia precipitada durante el evento de avenida en cuestión, como por la cantidad adicional de agua que se deriva del propio proceso de fusión de la nieve.

Ampliando el análisis se ha podido ver que todos estos patrones asociados al cuantil regional q_{500} se mantienen para todos los periodos de retorno de importante entidad ($T > 50$ años), presentándose a continuación las relaciones que han sido encontradas para los cuantiles regionales de periodo de retorno T de 1000 y 10000 años, cuyos valores suelen mostrar una importante dispersión cuando las funciones de distribución de frecuencia son extrapoladas a probabilidades de excedencia mucho más bajas que las que pueden ser calculadas directamente a partir de los registros de observaciones.

Respectivamente para las regiones de tipo nival y pluvial, en las **Figuras 92(a) y 92(c)** se ilustra la relación existente entre los cuantiles regionales q_{1000} y la precipitación media anual, mientras que en las **Figuras 92(b) y 92(d)** se muestra la relación entre esos mismos cuantiles y la precipitación máxima diaria promedio anual.

Adicionalmente y de forma respectiva para las regiones de tipo nival y pluvial, en las **Figuras 93(a) y 93(c)** se ilustra la relación existente entre los cuantiles regionales q_{10000} y la precipitación media anual, mientras que en las **Figuras 93(b) y 93(d)** se muestra la relación entre esos mismos cuantiles q_{10000} y la precipitación máxima diaria promedio anual.

Tal y como ocurre con el cuantil q_{500} , en todos los casos anteriormente mencionados se ha encontrado una buena correlación potencial negativa de los cuantiles nivales tanto respecto a la precipitación media anual como a la precipitación máxima diaria promedio anual, así como una aceptable correlación de los cuantiles pluviales sólo respecto a la precipitación máxima diaria promedio anual. Estas relaciones proporcionan confianza sobre la adopción de las funciones de distribución realizada bajo el análisis regional de frecuencias (ver **Anexo 6** de la presente Tesis), obteniéndose una apreciable consistencia hidrológica de los resultados matemáticos alcanzados.

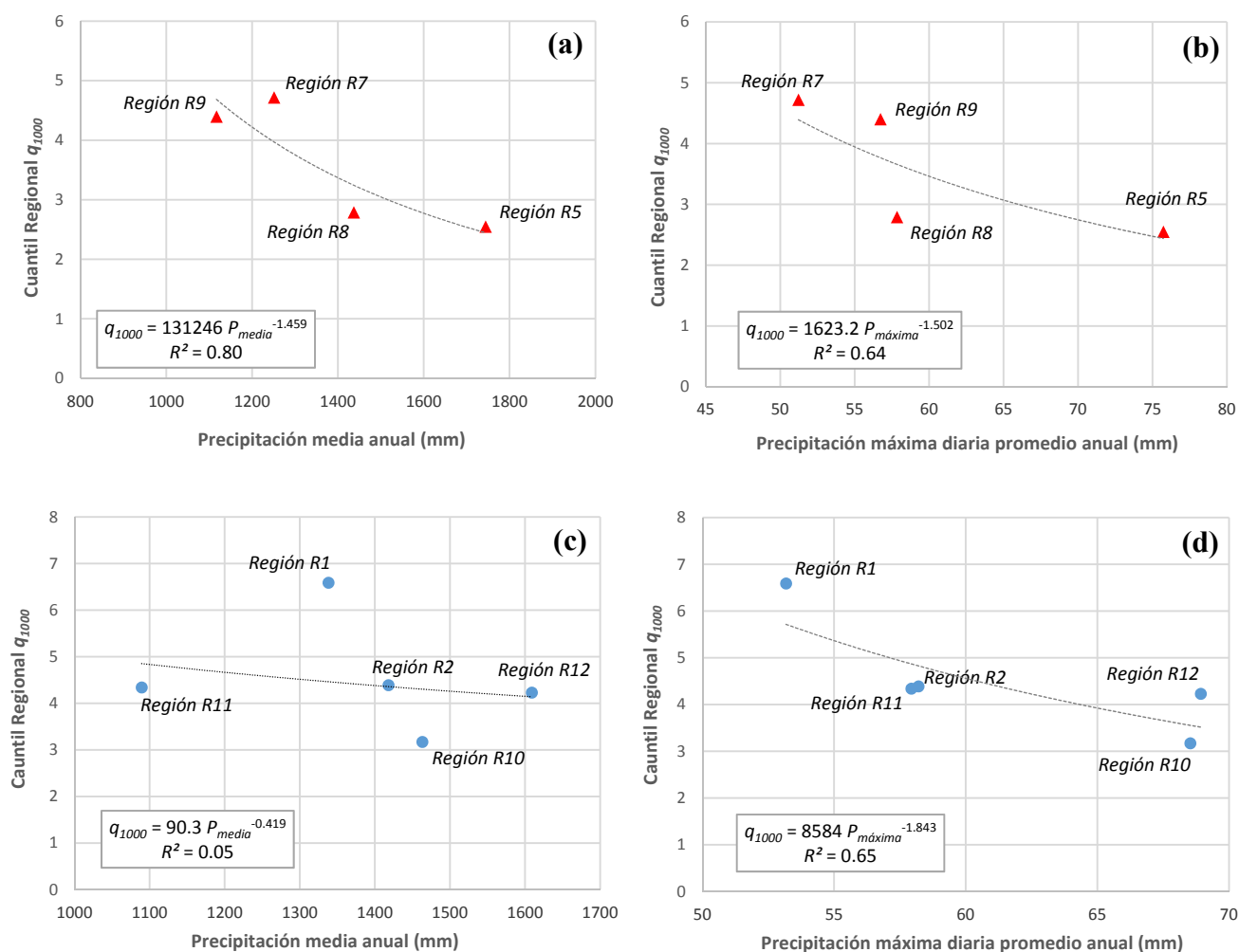


Figura 92. (a) Relación entre los cuantiles regionales q_{1000} y la precipitación media anual para las regiones nivales. (b) Relación entre los cuantiles regionales q_{1000} y la precipitación máxima diaria anual para las regiones nivales. (c) Relación entre los cuantiles regionales q_{1000} y la precipitación media anual para las regiones pluviales. (d) Relación entre los cuantiles regionales q_{1000} y la precipitación máxima diaria anual para las regiones pluviales.

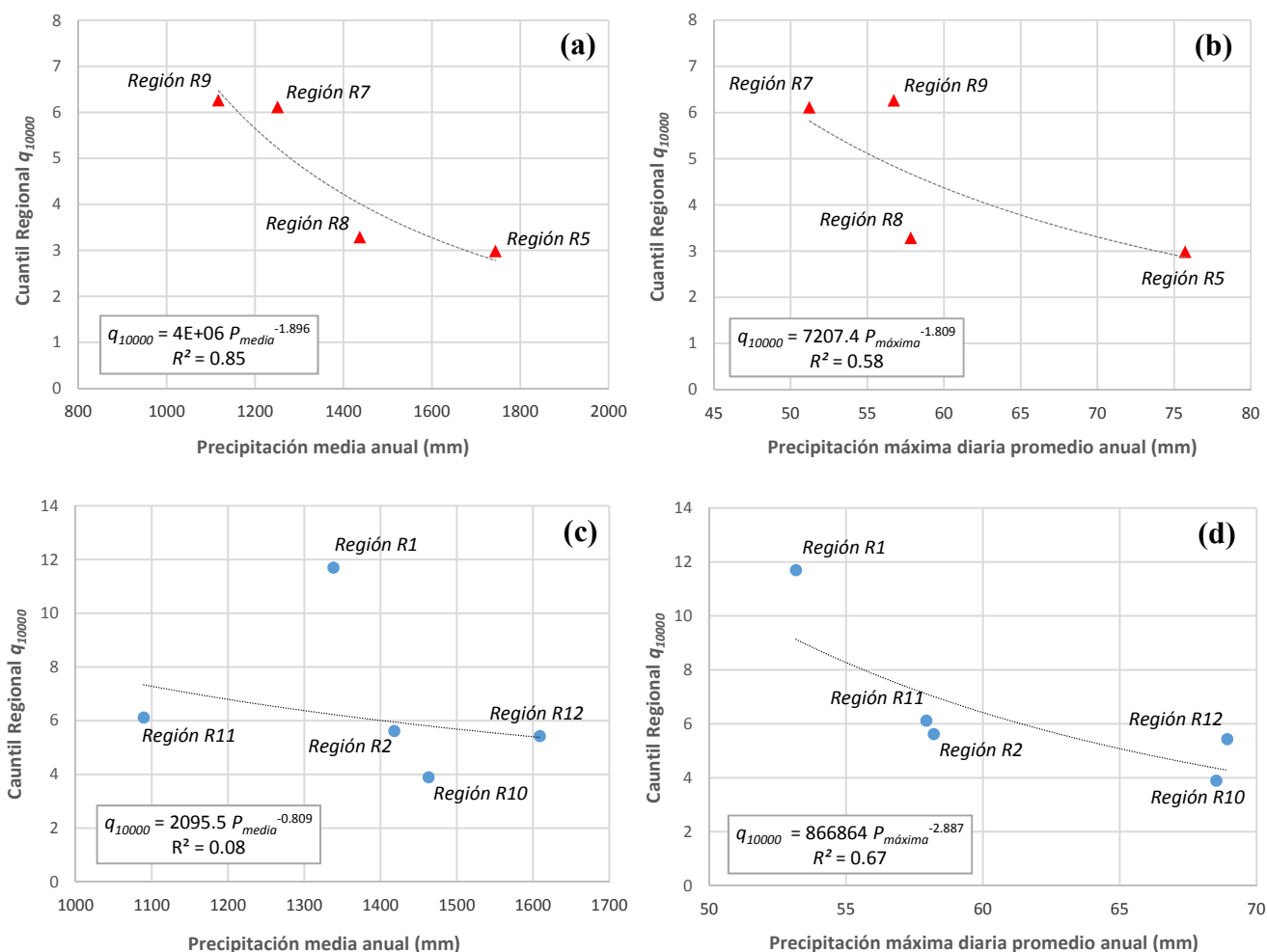


Figura 93. (a) Relación entre los cuantiles regionales q_{10000} y la precipitación media anual para las regiones nivales. (b) Relación entre los cuantiles regionales q_{10000} y la precipitación máxima diaria anual para las regiones nivales. (c) Relación entre los cuantiles regionales q_{10000} y la precipitación media anual para las regiones pluviales. (d) Relación entre los cuantiles regionales q_{10000} y la precipitación máxima diaria anual para las regiones pluviales.

Adicionalmente, el análisis de la posibilidad de añadir ciertas variables complementarias a las anteriores relaciones también ha conducido a resultados hidrológicamente consistentes, ya que, en el caso de las regiones nivales, las subsiguientes variables de mayor significancia predictiva se han correspondido con características asociadas a la temperatura (tales como la evapotranspiración potencial o la temperatura media anual), mientras que en el caso de las regiones pluviales ha sido el área de cuenca la variable que mayor capacidad predictiva ha mostrado tras la precipitación máxima diaria promedio anual.

Para el caso de las regiones de tipo nival, en la **Tabla 39** se presentan los resultados de la regresión lineal encontrada entre el logaritmo del cuantil regional q_{500} y los logaritmos del promedio regional de la precipitación media anual y la evapotranspiración potencial anual, al ser estas dos variables predictoras las que mayor significancia estadística presentan para el caso nival. Por otro lado, para las regiones de tipo pluvial, en la **Tabla 40** se muestran los resultados asociados a la regresión lineal existente entre el logaritmo del cuantil regional q_{500} y los logaritmos del promedio regional de la precipitación máxima diaria anual y las áreas de cuenca.

Tabla 39. Coeficientes de la regresión lineal en su dominio logarítmico entre el cuantil regional q_{500} y el promedio regional de la precipitación media anual y la evapotranspiración potencial anual para las regiones de tipo nival

	Coeficiente estimado	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad ($> t $)	
Intercepción	16.570	0.401	41.30	0.0154	*
Promedio precipitación media anual	-2.531	0.046	-54.58	0.0117	*
Promedio evapotranspiración potencial anual	-2.902	0.096	-30.24	0.0210	*

Significancias estadísticas en tanto por 1: * $0.01 < \alpha < 0.05$

Tabla 40. Coeficientes de la regresión lineal en su dominio logarítmico entre el cuantil regional q_{500} y el promedio regional de la precipitación máxima diaria anual y las áreas de cuenca para las regiones de tipo pluvial

	Coeficiente estimado	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad ($> t $)	
Intercepción	4.321	0.877	4.928	0.0388	*
Promedio precipitación máxima diaria anual	-1.971	0.469	-4.198	0.0523	·
Promedio áreas de cuenca	-0.087	0.037	-2.327	0.1454	-

Significancias estadísticas en tanto por 1: * $0.01 < \alpha < 0.05$ · $0.05 < \alpha < 0.10$ - $0.10 < \alpha < 0.15$

Para cada una de las dos tipologías de región analizadas, los anteriores resultados han conducido a una relación potencial entre los cuantiles regionales q_{500} y las características físicas señaladas que, si bien muestran unos coeficientes de correlación $R^2_{ajustado}$ elevados (0.80 para el caso de las regiones pluviales y 0.99 para las nivales), han de tomarse con cautela teniendo en cuenta la escasa información a la cual han sido ajustadas las regresiones y la limitación asociada a la incertidumbre de los valores de los cuantiles utilizados en el ajuste.

Es por ello que no se haya considerado conveniente ampliar el análisis de regresión múltiple a otros periodos de retorno, presentándose a continuación, en las ecuaciones (5.6) y (5.7), las expresiones potenciales inferidas para los cuantiles regionales asociados a los 500 años de periodo de retorno meramente a título informativo. En cualquier caso, resultaría interesante cotejar estos resultados mediante futuras investigaciones bajo las cuales se ampliara el rango espacial de estudio a otras regiones anexas de la Península Ibérica, así como a otras partes del mundo.

$$q_{500}^{pluviales} = 10^{4.321} \cdot P_{max\ promedio}^{-1.971} \cdot A_{c\ promedio}^{-0.087} \quad (5.6)$$

$$q_{500}^{nivales} = 10^{16.57} \cdot P_{med\ promedio}^{-2.531} \cdot Evap_{pot\ promedio}^{-2.902} \quad (5.7)$$

donde:

q_{500} = Cuantiles regionales asociados a 500 años de período de retorno (adimensional)

$P_{max\ promedio}$ = Promedio de precipitaciones máximas medias diarias de las cuencas de la región (mm)

$A_{c\text{ promedio}}$ = Promedio de las áreas de cuenca de la región (km²)

$P_{med\text{ promedio}}$ = Promedio de precipitaciones medias anuales de las cuencas de la región (mm)

$Evap_{pot\text{ promedio}}$ = Promedio de evapotranspiración potencial anual de las cuencas de la región (mm)

Con todo, el análisis interpretativo de las anteriores ecuaciones (5.6) y (5.7) arroja una apreciable consistencia hidrológica que, en el caso de las regiones de tipología pluvial, muestra además una notable coherencia formal con la relación matemática que fue deducida por Meigh, Farquharson and Sutcliffe (1997) a nivel mundial, de modo que tanto la expresión aportada por dichos autores como la ecuación (5.6) deducida en la presente Tesis ponen de relieve el aumento que experimentan los cuantiles regionales cuanto menor es la precipitación promedio en la región y menor es el área de captación de las cuencas. Tal relación manifiesta que aquellas regiones que presentan una pluviometría más moderada reciben a su vez lluvias extraordinarias que se desvían de una forma más acusada de su promedio anual (aumentando con ello el valor de los cuantiles regionales), así como que las cuencas de menor tamaño presentan una mayor probabilidad de recibir eventos de precipitación de elevada intensidad extendidos por una gran parte de su superficie de captación, aumentando por ello el valor de los cuantiles regionales según decrece el área promedio de las cuencas de la región.

Por otro lado, el análisis interpretativo de la ecuación (5.7) muestra asimismo que aquellas regiones que presentan una pluviometría más moderada reciben a su vez unas cuantías de lluvia extraordinaria que se desvían de una forma más acusada de su promedio anual, aparte de que la influencia nival existente en este tipo de regiones apunta a que cuanto mayor resulta el manto de nieve que se acumula en las cuencas (aspecto vinculado en la zona en estudio a una mayor precipitación media anual), mayor capacidad existe para retener temporalmente el agua de lluvia durante los eventos de precipitación extrema y, por consiguiente, mayor capacidad de laminar las avenidas reduciéndose con ello el valor de los correspondientes cuantiles regionales. Adicionalmente, la evapotranspiración potencial promedio interpretada como la inversa del potencial que presenta una cuenca para preservar la humedad del terreno, parece estar mostrando en la ecuación (5.7) que cuanto más elevada resulta dicha evapotranspiración potencial mayor capacidad de infiltración se desarrolla en la cuenca, reduciéndose con ello la probabilidad de que se originen las avenidas de mayor cuantía (es decir, que a mayor evapotranspiración potencial promedio, menor cuantil regional).

El hecho de que la evapotranspiración potencial adquiera una importante trascendencia para las cuencas de tipo nival, habiéndose mostrado más discreta para las de tipo pluvial, sugiere pensar que el desarrollo de las avenidas en las cuencas nivales se encuentra fuertemente influenciado por el proceso de saturación del terreno que produce la fusión de la nieve, mientras que en las cuencas de tipo pluvial resulta menos relevante que el terreno llegue a saturarse durante el evento de precipitación en cuestión, ya que las lluvias que se asocian a los altos periodos de retorno que se están evaluando probablemente presentarán una intensidad tan alta que, al acaecer directamente sobre el terreno y ser mayores que la velocidad de infiltración del agua en el mismo, podrán generar escorrentía independientemente de que el terreno se sature previamente.

Capítulo 6. Conclusiones y futuras líneas de investigación

6.1 Conclusiones derivadas de la investigación realizada

Los resultados obtenidos a través de la aplicación de la metodología de análisis adoptada han conducido a la extracción de las siguientes conclusiones, respectivamente asociadas a las cuatro fases secuenciales de análisis que se enumeran a continuación:

1. Análisis de calidad de los datos de partida

Por un lado, la evaluación conjunta de una gran variedad de técnicas de análisis de calidad (basadas tanto en el análisis exploratorio de datos como en la aplicación de diferentes pruebas de hipótesis estadísticas), ha permitido identificar de un modo hidrológicamente consistente 83 series de caudales máximos anuales, en régimen natural, que resultan potencialmente útiles para analizar la frecuencia de las avenidas máximas anuales de la vertiente cantábrica y noratlántica de la Península Ibérica.

Estas series provienen de 83 estaciones de aforo espacialmente distribuidas a lo largo de toda la zona en estudio, mediante las cuales se abarca el periodo de registros comprendido entre los años hidrológicos 1943/1944 y 2014/2015, con unas longitudes de serie comprendidas entre los 15 y 72 años y una longitud promedio en torno a los 31 años. Estas 83 estaciones de aforo proporcionan una densidad espacial de información de 1.54 estaciones por cada 1000 km², valor que resulta superior a los mínimos recomendados por la Organización Mundial de Meteorología (WMO-No.168, 2009) y con cuyas cuencas de cierre se alcanza a cubrir un 48.4% del área total en estudio.

Complementariamente, caben ser destacados los resultados del análisis de tendencias realizado en la zona en estudio para las 54 estaciones de aforo que en régimen natural presentan más de 30 años de registros de caudal máximo medio diario anual, análisis bajo el cual se ha podido observar un relevante agrupamiento espacial de los indicios de tendencia encontrados en torno a las siguientes regiones:

- Áreas limítrofes del este y oeste de la Cordillera Cantábrica, de influencia nival relevante, en donde aparecen cuencas con significantes tendencias descendentes en sus caudales máximos anuales.
- Región del litoral septentrional de la provincia de Lugo, de carácter puramente pluvial, en donde aparecen cuencas con leves tendencias ascendentes.
- Zona central de Galicia, principalmente asociada a la cuenca pluvial del río Ulla, en donde se manifiestan significantes indicios de tendencias descendentes.
- Región interior de los Montes Vascos, de influencia nival irrelevante, en la que aparecen cuencas con significantes tendencias descendentes.

No obstante, al mismo tiempo se ha podido observar cómo dentro de las regiones anteriormente señaladas también aparecen estaciones cuyas series de caudales máximos anuales no muestran indicio alguno de

tendencia, aspecto que parece estar reflejando el juego de fuerzas que existe entre la influencia hidrológica de escala regional y las características físicas propiamente locales de cada una de las cuencas evaluadas.

Es por ello que, bajo este contexto de resultados, el análisis regional de frecuencias desarrollado bajo la perspectiva estacionaria haya necesitado del refinamiento de algunas de las series de datos utilizados, de modo que las series originales de aquellas estaciones que presentaban significantes indicios de cualquier tipo de cambio sistemático han sido truncadas a subperiodos contemporáneos suficientemente representativos del régimen hidrológico actual de la zona en estudio (esto es, periodos modernos en los que no se observan indicios significantes de tendencias, saltos o cualquier otro tipo de cambio sistemático).

2. Expansión temporal de las series de caudal máximo anual instantáneo

Partiendo de 128 estaciones de aforo en régimen natural con pares de registros de caudal máximo instantáneo anual (Q_{mi}) – caudal máximo medio diario anual (Q_{md}), se ha logrado inferir una serie de expresiones matemáticas hidrológicamente consistentes mediante las que se ha podido estimar, para la gran mayoría de las 83 estaciones potencialmente aprovechables por el análisis regional, el valor del caudal Q_{mi} de aquellos años en los que no habiendo registro de dicho caudal sí que existe del Q_{md} .

Tales expresiones pueden ser agrupadas según dos tipologías de relación, una relativa a la correlación lineal existente entre los registros Q_{mi} y Q_{md} de las propias series de datos de las estaciones de aforo, y otra asociada a la relación potencial que de una forma conjunta presentan los caudales Q_{mi} y Q_{md} respecto a las variables hidrológicas y climáticas de las cuencas aforadas.

- (i) Correlación lineal entre pares de registros Q_{mi} - Q_{md} : Para cada una de las estaciones de partida se ha podido estimar el coeficiente de flujo máximo k en base a la correlación lineal existente entre sus pares de registros ($k_{\text{observado}}^{\text{estación } i}$; $i = 1, 2, \dots, 128$), dependencia lineal hidrológicamente apoyada en la gran cantidad de estaciones que alrededor del mundo han mostrado una relación Q_{mi}/Q_{md} más o menos constante a lo largo de sus diferentes años de registro. Como ejemplo ilustrativo de ello se vuelve a adjuntar a continuación la relación lineal existente entre los pares de registros Q_{mi} - Q_{md} de la estación de aforo 1619, estación localizada en la cuenca alta del río Miño.

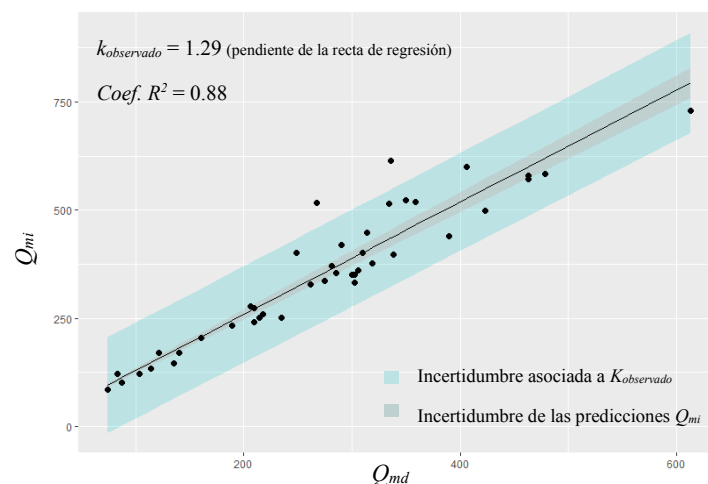


Figura 60(c). Regresión lineal e incertidumbres asociadas a la relación $Q_{mi} \sim Q_{md}$ de la estación pluvial 1619

- (ii) Relación potencial entre el coeficiente k (Q_{mi}/Q_{md}) y ciertas variables hidrológicas de las cuencas: De forma complementaria, en la presente Tesis se han inferido dos ecuaciones multivariantes mediante las cuales se describe la relación potencial existente entre el coeficiente de flujo máximo k y determinadas características físicas de las cuencas de captación, una para las cuencas de tipología puramente pluvial y otra para aquellas en las que la influencia nival resulta relevante.

Mediante dichas dos expresiones, deducidas específicamente para la vertiente cantábrica y noratlántica de la Península Ibérica, se han obtenido unos coeficientes de determinación $R^2_{ajustado}$ considerablemente mayores a los aportados por la clásica fórmula de Fuller (1914), así como sesgos, errores medios cuadráticos e incertidumbres de predicción del valor de k apreciablemente menores. La optimización de ambas ecuaciones ha sido alcanzada bajo estaciones con 14 ó más pares de registros con un coeficiente de correlación lineal entre éstos mayor de 0.58 y un porcentaje de incertidumbre de su valor $k_{observado}$ menor del 25% (valores que podrían ser tomados como umbrales orientativos de partida para analizar otras zonas de interés).

Relación propuesta para las cuencas de tipología pluvial:

La ecuación (5.1) propuesta para las cuencas de tipo pluvial se muestra como una extensión de la clásica fórmula de Fuller, con las variables del área de cuenca y el parámetro de forma en el denominador de la ecuación reflejando cómo los hidrogramas de las avenidas máximas anuales resultan tanto más apaisados según crece el tiempo de concentración de las cuencas (esto es, a mayor A_c y P_f , menor coeficiente k). Las otras dos variables asociadas a la precipitación máxima diaria y la coordenada $UTMx$ se presentan en el numerador de la ecuación, reflejando respectivamente la mayor brusquedad de las lluvias que originan las avenidas máximas anuales cuanto mayor es la precipitación máxima diaria promedio anual en la cuenca y cuanto más hacia el este se encuentra situada.

$$k = 1 + 6.1 \cdot 10^{-4} \cdot \frac{UTMx^{0.453} \cdot P_{max}^{1.271}}{A_c^{1.014} \cdot P_f^{1.709}} \quad (5.1)$$

donde:

$$k = Q_{mi}/Q_{md}$$

$$Q_{mi} = \text{Caudal máximo instantáneo anual (m}^3/\text{s)}$$

$$Q_{md} = \text{Caudal máximo medio diario anual (m}^3/\text{s)}$$

$$A_c = \text{Área de cuenca (km}^2\text{)}$$

$$P_f = \text{Parámetro de forma de la cuenca (Perímetro de la cuenca [km] / } A_c \text{ [km}^2\text{])}$$

$$P_{max} = \text{Precipitación máxima diaria promedio anual de la cuenca [mm]}$$

$$UTMx = \text{Coordenada } x \text{ del centroide de la cuenca, asociada al sistema de proyección UTM, huso 30, datum ETRS89 [m]}$$

Relación propuesta para las cuencas de tipología nival:

Para el caso de las cuencas del norte peninsular en las que la influencia nival resulta relevante, la ecuación (5.2) inferida ha mostrado una clara dependencia del coeficiente de flujo máximo k con las variables climáticas asociadas a la temperatura, así como con la densidad de drenaje de las cuencas.

Esto supone una importante diferencia respecto a las cuencas de tipología pluvial, reflejándose el hecho de que las avenidas máximas anuales que se dan en las cuencas nivales tienden a producirse cuando una gran parte de la nieve acumulada durante los meses fríos del año se funde bajo episodios bruscos de subidas de temperatura, en la mayoría de los casos acompañadas de fuertes lluvias que al precipitar sobre los mantos de nieve aceleran su fusión. Esta casuística conduce a que la forma de los hidrogramas de las avenidas máximas anuales se encuentre fuertemente condicionada por el tiempo que tarda en derretirse la nieve durante el evento en cuestión, perdiendo fuerza la influencia que ejercen las características morfológicas sobre la relación k .

$$k = 1 + 0.0117 \cdot \frac{T_{med}^{1.593}}{T_{min}^{0.08} \cdot D_c^{0.202}} \quad (5.2)$$

donde:

$$k = Q_{mi}/Q_{md}$$

T_{med} = Temperatura media anual promediada en la cuenca (°C)

T_{min} = Temperatura mínima media anual de la cuenca (°C)

D_c = Densidad de drenaje (Longitud total de cauces [km] / Área de cuenca [km²])

De este modo, a partir de las ecuaciones de regresión referenciadas en los anteriores puntos (i) y (ii), se ha podido cuantificar la incertidumbre del valor k estimado en cada una de las 85 cuencas potencialmente aprovechables por el análisis regional, incertidumbre que ha sido utilizada para diferenciar aquellas estaciones cuyas series de Q_{mi} resultaban susceptibles de ser fiablemente completadas en base al valor muestral de su coeficiente $k_{observado}$, de aquellas otras en las que resultaba más conveniente extender sus series de Q_{mi} mediante la aplicación de las ecuaciones de regresión múltiple (5.1) ó (5.2).

Así pues, en aquellas estaciones en las que se contaba con la posibilidad de estimar el valor del coeficiente de flujo máximo k tanto a través del coeficiente muestral $k_{observado}$ como a través de alguna de las dos ecuaciones (5.1) ó (5.2), se comparó el valor de la incertidumbre asociada a la estimación del coeficiente k bajo ambos tipos de relación, identificando, para cada estación, cuál de las dos posibilidades arrojaba una mayor fiabilidad.

De esta manera, 34 de las 83 series Q_{mi} potencialmente aprovechables por el análisis regional fueron finalmente extendidas mediante la aplicación directa de la relación $Q_{mi} = k_{observado} \cdot Q_{md}$, 15 series de carácter pluvial mediante la ecuación (5.1) y 12 de carácter nival mediante la ecuación (5.2). Tal expansión temporal ha proporcionado un incremento del 35% en la información de los caudales punta utilizados por el análisis regional, incremento mediante el cual se ha conseguido reducir la incertidumbre de los cuantiles estimados.

3. *Análisis regional de frecuencias de caudales punta: expansión espacial y causal*

A través de esta tercera fase de estudio se ha podido comprobar la conveniencia de abordar el proceso de delineación regional mediante la metodología de análisis propuesta en la presente Tesis, bajo la cual se ha llevado a cabo un *análisis cluster* iterativo que, apoyado en la evaluación de las pruebas de heterogeneidad de Hosking and Wallis (1997), ha permitido identificar 12 regiones estadísticamente diferenciables en la vertiente cantábrica y noratlántica de la Península Ibérica, de forma hidrológicamente consistente y con el mayor número de estaciones posible por región.

Dichos análisis cluster han sido desarrollados mediante la técnica de agrupamiento de Ward (1963) y en base a las 7 características físicas descritas en la **Tabla 29 del Capítulo 5** (A_c , H , P_{max} , Evp_p , ΔH , $UTMx$ y $UTMy$), características que, a excepción de las coordenadas $UTMx$ y $UTMy$, han sido seleccionadas en base a los resultados derivados de los análisis de componentes principales y correlación canónica expresamente llevados a cabo para tal fin.

Todo ello ha mostrado la gran eficacia y consistencia hidrológica aportada por la metodología de delineación regional basada en el análisis secuencial de componentes principales, correlación canónica y agrupamiento iterativo bajo técnicas cluster, a partir de la cual las 83 cuencas de partida han sido asignadas a 12 diferentes regiones en las que no se entremezclan las cuencas de tipología pluvial con aquéllas a las que el programa ERHIN (DGA, 2012) atribuyó una relevante influencia nival.

Una vez realizada esta delineación regional, mediante una segunda fase de análisis basada en la simulación de regiones sintéticas estadísticamente indiferenciables a las 12 regiones en cuestión se ha podido evaluar el impacto provocado por la correlación espacial entre series sobre las medidas de heterogeneidad de Hosking and Wallis (1997), habiéndose obtenido como resultado de ello un apreciable grado de heterogeneidad para la gran mayoría de las regiones identificadas.

Esta heterogeneidad ha puesto de relieve la particularidad asociada a la frecuencia de las avenidas de cada una de las cuencas evaluadas en la zona en estudio, si bien el análisis comparativo de las incertidumbres de los cuantiles estimados bajo el enfoque local frente a los calculados mediante el método regional del índice de avenida con sus parámetros estimados por los L-momentos ha mostrado que, pese al cierto grado de heterogeneidad existente, 9 de las 12 regiones identificadas han presentado una considerable mayor precisión de estimación de sus cuantiles de avenida bajo el análisis regional que bajo el enfoque local.

En 6 de esas 9 regiones la función PE3 se ha mostrado como la distribución de mayor robustez de entre todas aquellas que presentaban un ajuste estadístico aceptable de las muestras de partida, no habiéndose alcanzado un ajuste aceptable de dicha función en la región litoral del noroeste de la Península Ibérica (en donde es la función GEV la que se alza como más adecuada para modelizar la frecuencia de las avenidas), ni en las regiones ubicadas en la zona centro-este de la Cordillera Cantábrica y centro-oeste de los Montes Vascos (en donde es la función GNO la que se muestra como más conveniente para la modelización).

Las incertidumbres de estimación de los cuantiles asociados a esas 9 regiones en las que se obtiene un claro beneficio bajo la aplicación del análisis regional han puesto de manifiesto la aceptable capacidad predictiva de los modelos estadísticos anteriormente señalados, cuyos errores medios cuadráticos relativos han alcanzado a arrojar un valor medio de 0.037, 0.079, 0.094, 0.126, 0.137 y 0.173 respectivamente para los periodos de retorno de 10, 50, 100, 500, 1000 y 10000 años.

No obstante y debido al enfoque estacionario bajo el cual ha sido desarrollada la investigación, se entiende que los resultados obtenidos alcanzarán a aportar una validez razonable para ser utilizados como estimación de los cuantiles de caudal punta en la zona en cuestión hasta el momento en el que los efectos del cambio climático antrópico, la variabilidad natural del clima o la posible alteración física de las cuencas dejen patente una descriptible distorsión de las distribuciones de frecuencia propuestas.

Finalmente, y como excepción a las anteriores bondades proporcionadas por el enfoque regional, han sido identificadas tres regiones excesivamente heterogéneas asociadas a las siguientes zonas:

- a) Área meridional del interior de Galicia en donde se localizan las estaciones de aforo de *Salas, Conchas y 1805*, y en la cual la distinta influencia arrojada por la Laguna de Antela sobre cada una de las cuencas asociadas a las anteriores estaciones introduce una acusada heterogeneidad que merma la capacidad predictiva del enfoque regional.
- b) Zona sur de Galicia Costa en donde se ubican las estaciones de aforo de *Albarelllos, 1552, 1564, 1645 y 1647*, y en la cual se ha encontrado una apreciable heterogeneidad que conduce a estimaciones regionales globalmente menos precisas que las derivadas del enfoque local.
- c) Área limítrofe comprendida entre el Macizo Galaico y la Cordillera Cantábrica, cuya limitación estadística asociada a contar sólo con las series de las estaciones de *Vilasouto y 1626* conduce a estimaciones regionales que no aportan un claro beneficio sobre el análisis local.

4. Contraste causal de las distribuciones regionales de frecuencia obtenidas

Los cuantiles medios regionales de avenida de las 9 regiones en las que ha sido obtenida una mayor precisión de estimación bajo el enfoque regional han encontrado una buena relación respecto a las principales variables climatológicas de la zona en estudio, respaldándose de este modo la fiabilidad de los resultados arrojados por el análisis regional de frecuencia desde el punto de vista de su consistencia hidrológica.

Comparativamente con otras regiones del mundo, los cuantiles medios regionales de 500 años de periodo de retorno obtenidos en la presente Tesis han mostrado una aceptable consistencia hidrológica respecto a la precipitación media anual de la zona en estudio, tal y como se desprende del contraste gráfico realizado de dichos resultados respecto a los proporcionados por Meigh, Farquharson and Sutcliffe (1997).

Adicionalmente y focalizando el análisis sobre los resultados obtenidos para la zona concreta en estudio de la vertiente cantábrica y noratlántica de la Península Ibérica, se ha encontrado que los cuantiles de las regiones nivales presentan una ajustada relación tanto con la precipitación media anual como con la precipitación

máxima diaria anual, aspecto mediante el cual parece reflejarse la añadida influencia que ejercen los mantos de nieve que se acumulan en este tipo de cuencas nivales sobre la generación de las avenidas máximas anuales (avenidas que parecen encontrarse principalmente asociadas al mecanismo de generación de “lluvia sobre nieve”).

Tal interpretación resulta consistente con los resultados obtenidos para las cuencas de tipo pluvial, ya que la buena relación encontrada entre los cuantiles nivales y la precipitación media anual se deteriora considerablemente para las regiones de tipo pluvial, preservándose sin embargo el buen ajuste de los cuantiles regionales pluviales respecto a la precipitación máxima diaria promedio anual.

Adicionalmente, el hecho de que las subsiguientes variables de mayor significancia predictiva se hayan correspondido en el caso de las regiones nivales con características asociadas a la temperatura, mientras que en el caso de las regiones pluviales lo hayan hecho con características morfológicas asociadas al área de cuenca, ha respaldado la consistencia hidrológica de los resultados estadísticos derivados de la modelización realizada.

A continuación se presentan las regresiones potenciales (5.6) y (5.7) encontradas para cada una de las dos tipologías de región evaluadas para el periodo de retorno de 500 años, relaciones que pese a sus elevados coeficientes de correlación $R^2_{ajustado}$ (0.80 para las regiones pluviales y 0.99 para las nivales) han de tomarse con cautela teniendo en cuenta la escasa información a la que han podido ser ajustadas y la limitación asociada a la propia incertidumbre del valor de los cuantiles utilizados en dicho ajuste.

$$q_{500}^{pluviales} = 10^{4.321} \cdot P_{max\ promedio}^{-1.971} \cdot A_{c\ promedio}^{-0.087} \quad (5.6)$$

$$q_{500}^{nivales} = 10^{16.57} \cdot P_{med\ promedio}^{-2.531} \cdot Evap_{pot\ promedio}^{-2.902} \quad (5.7)$$

donde:

q_{500} = Cuantiles regionales asociados a 500 años de período de retorno (adimensional)

$P_{max\ promedio}$ = Promedio precipitaciones máximas medias diarias anuales de las cuencas de la región (mm)

$A_{c\ promedio}$ = Promedio de áreas de cuenca de la región (km²)

$P_{med\ promedio}$ = Promedio de precipitaciones medias anuales de las cuencas de la región (mm)

$Evap_{pot\ promedio}$ = Promedio de la evapotranspiración potencial anual de las cuencas de la región (mm)

En cualquier caso, aun bajo las limitaciones asociadas a la precisión potencialmente aportada por las anteriores expresiones (5.6) y (5.7), el análisis interpretativo de las mismas arroja una apreciable consistencia hidrológica que, en el caso de las regiones de tipología pluvial, muestra además una notable coherencia formal con la relación matemática que fue deducida por Meigh, Farquharson and Sutcliffe (1997) a nivel mundial. La interpretación hidrológica de estas ecuaciones se encuentra detalladamente descrita al final del apartado 5.5 de la presente Tesis.

6.2 Futuras líneas de investigación propuestas

Como futuras líneas de investigación a realizar resultaría interesante reevaluar el análisis regional modelizando la correlación espacial entre estaciones mediante el uso de la herramienta matemática de las cópulas, a fin de analizar si ello proporciona una desviación notable de los cuantiles estimados respecto a los que han sido obtenidos en la presente Tesis adoptando la correlación media entre los registros de las estaciones como valor representativo de la correlación espacial.

Por otro lado, los cuantiles de las estaciones de aforo derivados del análisis ya realizado podrían ser utilizados para elaborar un mapa de la zona en estudio en el que se infirieran los cuantiles de caudal punta de las avenidas máximas anuales en una gran cantidad de cuencas sobre las que actualmente no se cuenta con registros de avenidas, utilizando para ello las técnicas geoestadísticas del kriging canónico propuesto por Chokmani and Ouarda (2004) bajo el cual los cuantiles de avenida son interpolados en el espacio fisiográfico/meteorológico asociado a las características de las cuencas.

Adicionalmente, como futuras líneas de investigación a desarrollar resultaría interesante utilizar los resultados obtenidos en la presente Tesis como punto de partida de un enfoque bayesiano aplicado a estaciones concretas de la zona en estudio, al cual se le podría llegar a incorporar información adicional asociada a avenidas históricas, estimación de cuantiles derivados de modelos hidrológicos de transformación lluvia-escorrentía, y/o nuevas componentes de carácter no-estacionario deducidos de las propias series de la estación o de las proyecciones futuras derivadas de los modelos globales de circulación atmosférica y sus correspondientes regionalizaciones climáticas.

Asimismo, bajo dicho paradigma bayesiano podrían ser incorporados al análisis las incertidumbres asociadas a los datos de caudal máximo anual derivados de la extrapolación de las curvas de gasto de las estaciones de aforo, así como las incertidumbres relativas a la estimación de los caudales máximos instantáneos obtenidos a partir de las relaciones encontradas entre dichos caudales y los máximos medios diarios.

De esta manera, tal y como muestra el trabajo desarrollado por Viglione *et al.* (2013), la flexibilidad aportada por las técnicas bayesianas y sus métodos numéricos asociados MCMC (*Monte Carlo Markov Chain*) proporcionaría la posibilidad de combinar toda la información anteriormente mencionada de una forma adecuada bajo expresiones matemáticas del tipo mostrado por la ecuación (1.18).

$$p(\theta|D) = \frac{l(D|\theta) [\pi_s(\theta) \pi_c(\theta)]}{\int l(D|\theta) [\pi_s(\theta) \pi_c(\theta)] d\theta} \propto l(D|\theta) [\pi_s(\theta) \pi_c(\theta)] \quad (1.18)$$

donde:

α = Símbolo representativo de proporcionalidad

$p(\theta|D)$ = Distribución probabilística posterior de los valores de los parámetros θ de la función de frecuencia de las avenidas, condicionada a la muestra de datos observados D en la estación de aforos de interés.

$\pi_s(\theta)$ = Distribución probabilística preliminar de los valores de los parámetros θ de la función de frecuencia de las avenidas, definida a partir de la información regional derivada de la presente Tesis. En el caso de querer evaluar bajo el paradigma bayesiano una estación de aforos que ya hubiera sido incluida en el análisis regional realizado, tal análisis habría de ser actualizado excluyendo de los cálculos regionales la información asociada a dicha estación para no incurrir en una redundancia de información inapropiada.

$\pi_c(\theta)$ = Distribución preliminar complementaria de los valores de los parámetros θ , definida a partir de información adicional asociada a avenidas históricas, resultados derivados de modelos hidrológicos de transformación lluvia-escorrentía, etc.

$l(D|\theta)$ = función de probabilidad de la muestra de datos observados D condicionada al valor de los parámetros θ de la función de distribución de frecuencias de las avenidas en estudio.

Adicionalmente, a través del desarrollo de modelos hidrológicos capaces de transformar en escorrentía la lluvia y la nieve acumulada en las cuencas, la anterior propuesta de investigación podría ser complementada con un análisis tipológico de los distintos mecanismos de generación a los que específicamente responde cada una de las avenidas que constituyen las series de registros disponibles, a fin de alcanzar un ajuste marginal de cada uno de los mecanismos identificados que aporte una mayor precisión de las curvas de frecuencia estimadas.

Asimismo, este último análisis podría ser ampliado alimentando dichos modelos hidrológicos con las proyecciones futuras de precipitación, temperatura y demás variables de relevante trascendencia hidrológica obtenidas de los modelos globales de circulación atmosférica y sus correspondientes regionalizaciones climáticas, con el objetivo de analizar no sólo el impacto del cambio climático o la variabilidad natural del clima sobre las avenidas, sino también la posible identificación de procesos físicos particulares bajo los cuales se originen los eventos de crecida más extremos (aspecto que podría conducir a diferenciar las curvas de frecuencia de las avenidas de carácter más ordinario de las de las avenidas más extremas).

ANEXO 1. RESULTADOS DE PRUEBAS DE HIPÓTESIS ESTADÍSTICAS APLICADAS AL ANÁLISIS DE CALIDAD DE DATOS

Anexo 1. Resultados de pruebas de hipótesis estadísticas aplicadas al análisis de calidad de datos

Organismo	Código	(I) Pruebas de tendencia			(II) Pruebas diferencias medias/medianas					(III) Pruebas de independencia				Conclusiones
		Mann-Kendall	Spearman's Rho	Linear Regression	Cusum	Cumulative deviation	Worsley likelihood	Rank Sum	Student's t	Median Crossing	Turning point	Rank Difference	Auto-Correlation	
AUGAS DE GALICIA - GALICIA COSTA	TAMBRE	-0.176	-0.159	-0.976	3	0.735	2.91	0.051	1.069	1	-0.964	0.605	-0.414	Sin indicios significativos contra H_0
	PORTODEMOUROS	-0.264	-0.07	0.053	3	0.401	0.93	0.462	0.508	0.2	-0.964	-0.076	-0.044	Sin indicios significativos contra H_0
	RIBEIRA	0.257	0.268	0.318	3	0.417	1.55	0.299	0.772	0.408	0.328	0.965	-1.491	Sin indicios significativos contra H_0 , tanto si se aplican los test a la serie completa 1990-2015, como si se aplica a la serie parcial 1997-2014 recomendada como resultado de la aplicación de otras técnicas de análisis
	1920	-0.823	-0.775	-1.125	4	1.128	2.358	1.812	2.118	0.973	-1.815	-1.407	1.612	Los indicios contra H_0 de alguno de los test se vuelven NO SIGNIFICANTES cuando se eliminan del análisis las 4 desviaciones puntuales que existen, tal y como mostraba asimismo el AED
	1940	1.771	1.775	2.064	5	1.261	3.072	-2.165	-2.272	1	-0.609	-0.665	1.154	Los indicios sobre la presencia de saltos y tendencias constatan los resultados obtenidos con el AED. Al quitar del análisis el outlier existente, los saltos en la media/mediana se vuelven NO SIGNIFICANTES mientras que los relativos a tendencias mantienen la misma significancia contra H_0
	1431	1.669	1.772	2.145	7	1.353	4.151	-2.47	-2.373	1.298	-0.259	-2.195	1.206	Los indicios sobre la presencia de saltos y tendencias corroboran los resultados obtenidos con el AED. No obstante, al analizar exclusivamente el 2º periodo de registros (90/91 - 13/14), todos los test arrojan valores NO SIGNIFICANTES a excepción de la prueba Worsley likelihood cuya significancia se coloca entre el 1 y el 5%
	1433	-0.797	-0.892	-0.128	7	0.422	1.181	1.269	0.311	1.265	-1.137	-2.039	1.046	Falta de indicios sólidos contra H_0
	1438	-0.712	-1.052	-0.456	4	0.804	1.745	0.221	-0.824	1.567	-0.139	-1.597	1.193	Falta de indicios sólidos contra H_0
	1443	-1.662	-1.804	-1.951	5	1.395	3.035	2.018	2.153	0.632	0.379	-0.43	1.481	Los indicios sobre la presencia de saltos y tendencias corroboran los resultados obtenidos con el AED. Al analizar exclusivamente el 2º periodo de registros (90/91 - 13/14) todos los test arrojan valores NO SIGNIFICANTES
	1446	-1.108	-1.246	-0.653	4	1.085	2.291	0.69	-0.259	2.058	1.235	0.811	1.417	Falta de indicios sólidos contra H_0
	1464	-0.702	-0.68	-0.989	6	1.096	2.681	1.718	1.592	0.649	0.907	0.269	0.339	Falta de indicios sólidos contra H_0
	1485	-0.254	-0.362	-1.429	4	1.266	5.46	0.6	1.617	0.973	-1.426	-0.943	0.771	Las significancias obtenidas en los test de saltos en la media/mediana se deben a las dos desviaciones puntuales existentes al principio del periodo de registros. Así, si se eliminan del análisis ambas desviaciones desaparecen cualquier tipo de indicio contra H_0
	1542	-1.936	-1.69	-1.376	10	1.071	2.226	2.587	2.09	1.48	0	-1.535	1.067	Los indicios significantes obtenidos vienen muy condicionados por los elevados registros de 77/78 y 78/79 (años que presentan idéntico valor del caudal máximo). De hecho, al analizar los últimos 30 años truncando justo por el año 78/79 hacia atrás, sólo se mantiene significancia entre el 1 y el 5% en el test de <i>Cusum</i> y entre el 5 y el 10% en <i>Rank Sum</i> , dando NO SIGNIFICANTE el resto de las pruebas. Analizando exclusivamente el 2º periodo de registros, desaparece cualquier indicio contra H_0
	1544	-2.785	-2.355	-2.601	10	1.454	3.325	2.637	2.685	0.801	0.256	-1.477	1.493	Los fuertes indicios sobre la presencia de saltos y tendencias desaparecen cuando únicamente se analiza el 2º periodo de registros 1990-2014
	1552	-2.681	-2.529	-2.13	7	1.448	3.205	3.327	2.765	1	-2.132	-1.95	1.527	Los significantes indicios contra H_0 desaparecen cuando únicamente se analiza el 2º periodo de registros 1990-2014
	1574	-1.981	-2.104	-1.694	5	1.422	3.644	-3.324	2.928	0.426	-0.515	-1.65	2.567	Significantes indicios de presencia de saltos y tendencias. En este caso, el 2º periodo es demasiado corto para ser analizado por separado
	1519	0.497	0.552	0.335	3	0.664	1.553	0.149	0.308	0.343	0.412	-0.119	0.594	Sin indicios significativos contra H_0
	1564	-1.875	-1.877	-1.919	6	1.234	3.438	-3.105	2.992	1.061	1.416	-0.697	1.05	Los posibles indicios encontrados contra H_0 desaparecen por completo al eliminar del análisis desde el año 2001/2002 en adelante, periodo afectado por la construcción de la presa de Baxe y que cuenta además con muchas lagunas
	CECEBRE	-1.162	-1.059	-1.075	4	0.823	1.708	-0.847	0.977	0.354	-0.283	0.819	-0.561	Sin indicios significativos contra H_0
	EIRAS	-1.486	-1.287	-1.497	3	0.88	2.555	0.998	1.124	0.258	-1.469	-0.163	0.212	Los indicios contra H_0 encontrados en 3 de los 12 test desaparecen si se elimina del análisis el outlier existente, a excepción del test de Mann-Kendall en el que se mantiene una significancia entre el 5 y el 10%

Organismo	Código	(I) Pruebas de tendencia			(II) Pruebas diferencias medias/medianas					(III) Pruebas de independencia				Conclusiones
		Mann-Kendall	Spearman's Rho	Linear Regression	Cusum	Cumulative deviation	Worsley likelihood	Rank Sum	Student's t	Median Crossing	Turning point	Rank Difference	Auto-Correlation	
CONFEDERACIÓN HIDROGRÁFICA DEL MIÑO-SIL	VILLAR DE SANTIAGO	0.379	0.608	-0.027	3	0.318	0.857	-0.706	-0.365	0.243	0.196	1.102	-1.471	Sin indicios significativos contra H_0
	ALBARELLOS	-1.102	-1.157	-0.789	4	0.728	1.464	1.333	1.269	1.4	0	-0.265	-0.033	Sin indicios significativos contra H_0
	BELESAR	0.088	0.022	-0.018	4	0.508	0.999	0.103	0.452	0.2	0	1.097	-1.284	Sin indicios significativos contra H_0
	CONCHAS	-0.176	-0.224	-0.285	3	0.551	1.087	0.205	0.562	1	0	1.476	-1.443	Sin indicios significativos contra H_0
	SALAS	-0.926	-0.894	-1.122	3	0.725	3.014	0.513	1.027	1	-0.964	0.53	-0.885	Sin indicios significativos contra H_0
	1607	-1.049	-0.954	-0.117	5	0.832	2.276	0.828	-1.819	0.801	-0.512	-0.136	0.761	Falta de indicios sólidos contra H_0 . Si se elimina del análisis los últimos 8 años, para los que parece darse un salto en la media según el AED, aparecen fuertes indicios de saltos y tendencias
	1608	1.084	1.033	1.722	5	1.059	3.024	-0.825	-1.239	0.801	-1.279	0.155	1.067	Sin indicios significativos contra H_0
	1609	0.165	0.166	-0.159	4	0.628	1.371	-0.742	-0.829	0	1.411	0.319	1.002	Sin indicios significativos contra H_0
	1617	0.513	0.573	0.793	4	0.8	2.94	0.176	0.044	1.121	1.023	2.099	-1.217	Falta de indicios sólidos contra H_0
	1619	1.223	1.169	1.175	5	0.869	1.76	-1.578	-1.722	1.508	-0.241	1.303	-1.35	Falta de indicios sólidos contra H_0
	1621	2.314	2.355	2.49	12	1.294	2.68	-2.145	-2.075	1.835	1.915	1.987	-1.666	Fuertes indicios contra H_0 . Si se analiza exclusivamente el 2º periodo de mediciones, el grado de significancia disminuye aunque siguen mostrándose posible indicios contra H_0 en la mayoría de las pruebas. Analizando los últimos 40 ó 50 años desaparecen los indicios sobre la presencia de tendencias y saltos, pero aparecen fuertes indicios sobre la falta de independencia entre los datos que se suavizan al analizar los últimos 30 años, aunque sin llegar a desaparecer.
	1626	-0.956	-0.938	-0.856	3	0.685	1.673	0.548	0.712	1.622	0.519	0.835	0.159	Falta de indicios sólidos contra H_0
	1645	-2.739	-2.803	-1.981	9	1.452	3.23	2.191	1.778	1.809	0.842	-1.714	0.25	Fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana, que se agudizan incluso si se analizan exclusivamente los últimos 30 años. Si se elimina del análisis los últimos 8 años (que anómalamente dan valores relativamente bajos), todas las pruebas se tornan NO SIGNIFICANTES
	1647	-1.225	-0.902	-1.308	4	0.877	1.871	1.264	1.293	2.117	-1.545	-2.495	2.549	En contra de lo mostrado por el AED, las tendencias y saltos resultan NO SIGNIFICANTES, si bien los fuertes indicios relativos a la falta de independencia de los datos aportan poca consistencia a dichos resultados. Si se analiza exclusivamente el 2º periodo de medidas desaparece cualquier indicio contra H_0 , tratándose de una serie corta de 14 años de longitud.
	1727	-1.089	-1.113	-1.258	4	0.812	1.637	1.448	1.607	1.897	-0.379	1.179	-1.728	Ciertos indicios sobre la falta de independencia de los datos, que se mantienen al quitar del análisis los tres primeros registros que se encuentran dispersados en el tiempo
	1734	-5.774	-5.398	-6.309	23	2.81	6.964	5.295	5.196	0.965	-0.341	-2.913	2.942	Muy fuertes indicios contra H_0 . Analizando exclusivamente los últimos 40 años (no incluyendo así el salto existente a partir de 1974), sólo muestran significancias los test de Mann-Kendall, Spearman's Rho y Autocorrelation (entre el 5 y el 10%) y Cusum (al 1%). Sólo cuando se analizan los últimos 25 años desaparecen los indicios contra H_0
	1754	-2.54	-2.452	-2.691	8	1.15	3.576	2.118	2.087	0	0	-0.637	0.375	Fuertes indicios de tendencias y saltos en la media/mediana, que únicamente desaparecen si se analizan los últimos 25 años de la serie sin incluir el outlier 2001/2002 existente
	1805	-0.749	-0.658	-0.856	4	0.563	1.196	0.705	0.867	0.186	-2.085	0.313	0.228	Falta de indicios sólidos contra H_0
	1724	-0.65	-0.793	-1.162	5	1.012	2.181	1.233	1.58	0.156	0.873	0.637	-0.684	Sin indicios significativos contra H_0
	presa 1796 (Vilasouto)	-0.682	-0.632	-0.617	5	0.522	2.178	0.281	0.03	0.686	0	1.432	-1.15	Sin indicios significativos contra H_0
	presa 1790 (Chandrexa)	-2.375	-2.368	-2.962	6	1.633	4.31	2.131	2.196	0.535	1.064	-0.008	0.694	Fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en las medias/medianas, que desaparecen completamente si se analizan sólo los 40 últimos años
	presa 1782 (Cenza)	1.178	0.987	0.663	5	0.544	1.434	-0.387	0.042	0.447	0.18	0.864	-0.535	Sin indicios significativos contra H_0

Organismo	Código	(I) Pruebas de tendencia			(II) Pruebas diferencias medias/medianas					(III) Pruebas de independencia				Conclusiones
		Mann-Kendall	Spearman's Rho	Linear Regression	Cusum	Cumulative deviation	Worsley likelihood	Rank Sum	Student's t	Median Crossing	Turning point	Rank Difference	Auto-Correlation	
CONFEDERACIÓN HIDROGRÁFICA DEL NIÑO-SIL	presa 1781 (Edrada)	-0.267	-0.345	-0.428	4	0.664	1.364	0.654	0.43	0.522	-0.975	0.225	-1.243	Sin indicios significativos contra H_0
	presa 1770 (Las Portas)	-0.011	-0.01	-0.094	3	0.468	2.254	0.222	0.225	1.265	-0.379	1.122	-1.108	Sin indicios significativos contra H_0
	presa 1791 (Prada)	-1.224	-1.172	-1.473	6	0.908	2.837	1.349	1.358	0.137	-0.219	0.115	-0.596	Sin indicios significativos contra H_0 , tanto analizando la serie completa como para la serie comprendida entre 1982/1983 - 2014/2015
	presa 1711 (Campañana)	-5.529	-5.182	-2.871	16	1.74	4.598	4.24	2.501	3.429	-0.119	-4.955	1.227	Muy fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana, que se mantienen al analizar exclusivamente el periodo comprendido entre 1982/1983 - 2014/2015
	1018	-2.694	-2.735	-3.296	5	1.402	3.43	2.616	2.662	0	0.515	-0.229	0.466	Muy fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana
	1010	-1.679	-1.652	-1.666	3	0.771	2.574	0.776	0.866	0.471	0.953	0.743	-0.781	Ciertos indicios de presencia de tendencias
	1739	-2.431	-2.46	-2.864	6	1.468	4.497	1.588	1.888	1.043	0.671	-0.972	0.844	Fuertes indicios de tendencias y saltos en la media/mediana, condicionados por las importantes avenidas registradas a principios de siglo. Si se eliminan del análisis dichas avenidas (serie remanente de 18 años), todas las pruebas se tornan NO SIGNIFICANTES
	1765	1.897	1.902	2.444	4	1.199	5.306	-1.383	-1.52	0	0.158	0.119	1.254	Indicios de tendencias y saltos en la media/mediana, condicionados por las importantes avenidas registradas a finales del periodo de registro. Si se eliminan del análisis dichas avenidas (serie remanente de 25 años), todas las pruebas se tornan NO SIGNIFICANTES
	1769	0.317	0.056	-0.347	5	0.985	2.633	0.277	0.404	2.985	-0.515	-2.704	1.21	Las tendencias y saltos en la media/mediana resultan NO SIGNIFICANTES, si bien los indicios relativos a la falta de independencia de los datos aportan poca consistencia a dichos resultados

Anexo 1. Resultados de pruebas de hipótesis estadísticas aplicadas al análisis de calidad de datos

Organismo	Código	(I) Pruebas de tendencia			(II) Pruebas diferencias medias/medianas					(III) Pruebas de independencia				Conclusiones
		Mann-Kendall	Spearman's Rho	Linear Regression	Cusum	Cumulative deviation	Worsley likelihood	Rank Sum	Student's t	Median Crossing	Turning point	Rank Difference	Auto-Correlation	
CONFEDERACIÓN HIDROGRÁFICA DEL CANTÁBRICO	SALIME	2,018	1,922	2,693	6	1,313	3,286	-2,069	-2,151	0,5	0	-0,444	0,438	Fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana entre los dos semiperíodos de igual longitud. No es descartable que la corta longitud de la serie (17 años) pudiera estar aportando un registro sesgado de un ciclo climático natural
	presa 1406	-2,217	-2,172	-2,881	7	1,589	3,504	2,357	2,802	1,664	-0,331	-0,783	-0,144	Fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana, los cuales desaparecen cuando se analiza sólo el período comprendido entre 1982/1983 en adelante
	LA BARCA	1,854	1,735	2,117	3	1,07	2,506	-1,78	-1,779	0,5	0	0,887	-0,107	Sin indicios significativos contra H_0
	PROAZA	1,854	1,637	1,3	5	0,853	1,975	-1,107	-0,757	0,5	-1,217	-0,591	0,285	Sin indicios significativos contra H_0
	TANES	2,595	2,569	3,83	5	1,475	4,374	-2,358	-2,743	0,5	0	-0,739	1,463	Muy fuertes indicios de presencia de tendencias. No es descartable que la corta longitud de la serie (17 años) pudiera estar aportando un registro sesgado de un ciclo climático natural. Dichos resultados son similares a los obtenidos para Proaza, lo cual resulta consistente teniendo en cuenta su proximidad geográfica y que el período de registros es el mismo
	presa 1333	1,938	1,994	1,077	5	0,83	1,827	-1,605	-0,928	0,816	0,328	-1,448	0,676	Ciertos indicios relativos a la presencia de tendencias
	presa 1253 (La Cohilla)	-1,741	-1,882	-2,066	9	1,627	4,31	3,31	3,469	0,949	0,758	-1,029	1,871	Fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana, que desaparecen cuando se analiza exclusivamente el período comprendido desde 1982 en adelante
	presa 1177 (Ordunte)	-0,696	-0,547	-1,138	6	0,837	2,721	0,456	0,544	0,632	1,515	0,673	-0,593	Sin indicios significativos contra H_0

Anexo 1. Resultados de pruebas de hipótesis estadísticas aplicadas al análisis de calidad de datos

Organismo	Código	(I) Pruebas de tendencia			(II) Pruebas diferencias medias/medianas					(III) Pruebas de independencia				Conclusiones
		Mann-Kendall	Spearman's Rho	Linear Regression	Cusum	Cumulative deviation	Worsley likelihood	Rank Sum	Student's t	Median Crossing	Turning point	Rank Difference	Auto-Correlation	
CONFEDERACIÓN HIDROGRÁFICA DEL CANTÁBRICO	1427	1,147	1,145	1,271	9	1,056	2,318	-0,591	-0,596	0,831	-0,755	-0,472	0,201	Sin indicios significativos contra H_0
	1414	0,545	0,81	1,636	4	1,186	4,062	-0,838	-1,27	0,507	-0,27	-0,289	-0,106	Ciertos indicios de saltos en la media/mediana condicionados por la presencia del outlier. De hecho, al eliminar del análisis el outlier del año 2009/2010 todas las pruebas arrojan valores NO SIGNIFICANTES
	1404	-0,973	-0,997	-1,51	4	0,88	2,99	0,571	0,982	0,926	-1,232	-0,748	0,069	Sin indicios significativos contra H_0
	1402	0,195	0,177	0,367	4	0,808	2,08	-0,038	-0,234	1,606	0,556	-0,628	0,882	Sin indicios significativos contra H_0
	1398	-3,415	-3,079	-3,005	10	1,426	4,385	1,734	1,227	0,316	1,137	-1,253	1,373	Fuertes indicios sobre la presencia de tendencias y saltos en la media/mediana, que desaparecen completamente al analizar los últimos 30 años de registros
	1353	0,352	0,437	0,619	9	1,188	2,601	0,708	0,191	1,889	-1,413	-2,183	2,55	Las tendencias y saltos en la media/mediana resultan NO SIGNIFICANTES, si bien los fuertes indicios relativos a la falta de independencia de los datos aportan poca consistencia a dichos resultados. Dichos indicios de dependencia sólo desaparecen cuando se analizan los últimos 40 años de registro o subperiodos menores
	1196	-1,752	-1,788	-1,582	8	1,316	2,821	1,626	1,595	1,938	-0,119	-1,819	1,055	Ciertos indicios de tendencias, saltos y falta de independencia, si bien no muy fuertes y no mostrados por todos los test. El análisis de los últimos 30 años de registros suaviza de forma considerable los resultados de las pruebas, sólo dando significancias entre el 5 y 10% en Cumulative deviation y entre el 1 y 5% en Autocorrelation
	1207	-4,693	-4,317	-5,362	13	2,266	6,534	3,861	3,789	1,372	0,73	-2,35	2,787	Muy fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana, que se mantienen al analizar exclusivamente el periodo comprendido entre 1984/1985 en adelante (punto a partir del cual cambia abruptamente el orden de magnitud de los registros), así como si se analizan únicamente los últimos 20 ó 25 años
	1264	-0,393	-0,558	-0,392	2	0,782	1,905	0,035	-0,062	0,894	-0,361	0,652	-0,01	Sin indicios significativos contra H_0
	1265	0,422	0,537	0,513	4	0,754	1,556	-0,869	-1,429	0,229	1,112	0,514	-0,158	Sin indicios significativos contra H_0
	1266	-1,039	-0,428	-0,943	3	0,763	1,64	0,752	1,347	1,604	-2,395	-2,952	2,182	Las tendencias y saltos en la media/mediana resultan NO SIGNIFICANTES en contra de lo que se desprende del AED. No obstante, los fuertes indicios relativos a la falta de independencia de los datos aportan poca consistencia a dichos resultados
	1268	-0,548	-0,642	-0,757	5	0,824	1,956	0,375	0,768	0,302	-0,241	-0,66	0,434	Sin indicios significativos contra H_0
	1273	1,306	1,356	0,033	2	0,397	1,177	-1,208	-0,042	1,291	0,42	0,407	-0,688	Leves indicios de presencia de tendencias
	1284	0,483	0,569	0,142	3	0,48	1,314	-0,106	0,279	0	-0,902	0,388	-0,398	Sin indicios significativos contra H_0
	1285	-1,264	-1,266	-1,465	5	0,989	2,369	0,712	1,127	0,577	0,309	1,18	-0,536	Sin indicios significativos contra H_0
	1296	3,352	3,09	4,052	8	1,575	6,192	-2,922	-2,435	2,236	-0,902	-3,208	1,94	Muy fuertes indicios relativos a la presencia de tendencias, saltos y falta de independencia de los datos de la serie, que mantienen su significancia aun eliminando del análisis el outlier existente
	1302	1,608	1,786	1,934	8	1,221	3,792	2,954	-3,055	1,761	1,023	-0,661	1,291	Bajos indicios de presencia de saltos en la media/mediana entre los periodos 1975/1976-1993/1994 y 1994/1995--2014/2015, así como leves indicios de presencia de tendencias. El análisis individual del periodo 1994/1995 - 2014/2015 presenta significantes indicios de saltos y tendencias debido a la presencia de importantes avenidas en los últimos 6 años

Anexo 1. Resultados de pruebas de hipótesis estadísticas aplicadas al análisis de calidad de datos

Organismo	Código	(I) Pruebas de tendencia			(II) Pruebas diferencias medias/medianas					(III) Pruebas de independencia				Conclusiones
		Mann-Kendall	Spearman's Rho	Linear Regression	Cusum	Cumulative deviation	Worsley likelihood	Rank Sum	Student's t	Median Crossing	Turning point	Rank Difference	Auto-Correlation	
CONFEDERACIÓN HIDROGRÁFICA DEL CANTÁBRICO	1303	-1.679	-1.631	-1.263	10	0.979	2.533	1.397	0.626	2.287	-0.73	-2.014	0.732	Sin indicios apreciables de presencia de saltos en la media/mediana entre los periodos 1975/1976-1993/1994 y 1994/1995--2014/2015, ni sólidos indicios de tendencias. El análisis individual del periodo 1994/1995 - 2014/2015 presenta significantes indicios de saltos y tendencias debido a la presencia de importantes avenidas en los últimos 6 años
	1343	2.276	2.332	1.891	10	1.281	2.726	-2.711	-2.227	0.762	0	-1.259	1.221	Indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana, que desaparecen completamente al analizar los últimos 25 años de la serie
	1363	1.482	1.499	1.912	4	0.884	3.26	-1.769	-1.453	0.192	-1.081	0.169	-1.34	Falta de indicios sólidos contra H_0
	1365	-0.499	-0.55	-0.04	7	0.855	2.823	0.05	-0.169	0.469	-0.624	-0.625	1.347	Sin indicios significativos contra H_0
	1369	4.431	4.193	3.239	15	1.51	3.841	-3.35	-2.022	3.753	0.575	-2.591	1.824	Muy fuertes indicios relativos a la presencia de tendencias, saltos y falta de independencia de los datos de la serie, que desaparecen completamente cuando se analiza exclusivamente el 2º periodo comprendido entre 1975-2014
	1378	2.387	2.417	2.216	7	1.254	4.284	-1.896	-2.048	0.603	-1.323	-1.86	1.563	Fuertes indicios relativos a la presencia de tendencias y saltos en la media/mediana, que desaparecen completamente cuando se analiza exclusivamente el periodo comprendido desde 1970 en adelante
	1395	0.43	0.357	1.297	4	0.839	2.346	-1.215	-1.665	0.603	-0.241	0.362	0.126	Sin indicios significativos contra H_0
	1425	1.911	1.933	1.723	11	1.281	2.747	-2.394	-1.821	0.48	0.256	0.466	-1.287	Indicios de presencia de saltos y tendencias que prácticamente desaparecen al analizar los últimos 30 años de la serie
	1215	-0.461	-0.627	-0.667	5	0.85	1.941	-0.013	0.126	0.316	2.652	1.366	-1.368	Falta de indicios sólidos contra H_0
	1043	0.735	0.834	0.934	3	0.622	1.292	-0.776	-0.873	0.943	-0.191	1.301	-0.799	Sin indicios significativos contra H_0
	1080	2.8	3.063	1.593	12	1.519	3.768	-1.486	0.24	1.172	-0.207	-2.212	2.729	Indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana que desaparecen completamente al analizar los últimos 50 años de registro
	1163	-1.891	-2.047	-2.233	9	1.636	3.681	2.594	2.898	0.457	0.365	-1.024	1.752	Fuertes indicios relativos a la presencia de tendencias y saltos en la media/mediana. Estos resultados se suavizan al analizar los últimos 30 años de registro, desapareciendo los indicios sobre tendencias y arrojando significancia únicamente en los test Cumulative deviation y Autocorrelation al 1-5% y Student al 5-10%

Anexo 1. Resultados de pruebas de hipótesis estadísticas aplicadas al análisis de calidad de datos

Organismo	Código	(I) Pruebas de tendencia			(II) Pruebas diferencias medias/medianas					(III) Pruebas de independencia				Conclusiones
		Mann-Kendall	Spearman's Rho	Linear Regression	Cusum	Cumulative deviation	Worsley likelihood	Rank Sum	Student's t	Median Crossing	Turning point	Rank Difference	Auto-Correlation	
CONFEDERACIÓN HIDROGRÁFICA DEL CANTÁBRICO	1175	-1.609	-1.534	-1.824	4	1.27	2.847	1.84	2.136	0.649	-1.815	-0.296	0.556	Leves indicios de presencia de tendencias y saltos derivados de algunas desviaciones puntuales
	1107	0.369	0.367	0.991	4	0.882	5.221	0.281	-0.067	0	0.412	-0.788	-0.206	Sin indicios significativos contra H0, teniendo en cuenta que si se elimina del análisis el outlier desaparecen también las significancias del test de Worsley deviation
	1141	1.784	2.11	1.119	8	1.363	3.144	-3.452	-2.515	1.616	-1.727	-3.481	2.811	Considerables indicios de saltos, tendencias y falta de independencia de los datos, que se mantienen al analizar únicamente el 2º periodo de registros
	1103	-2.676	-3.112	-2.453	9	1.601	3.86	2.959	2.575	2.335	0	-4.029	2.853	Muy fuertes indicios relativos a la presencia de tendencias, saltos y falta de independencia de los datos de la serie
	1034	-1.714	-1.704	-2.078	3	1.157	2.913	1.347	1.736	0.943	0.953	0.867	-0.191	Indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana
	1186	-1.426	-1.356	-1.101	11	1.345	3.434	1.842	1.568	2.897	-1.461	-2.518	2.469	Fuertes indicios de saltos en la media/mediana y falta de independencia de los datos, que desaparecen al analizar los últimos 28 años (eliminando desde los tres años en los que se repite el mismo valor del caudal máximo anual hacia atrás)
	1937	0.026	-0.301	-0.713	3	0.851	1.741	1.569	1.665	1.279	-1.546	-1.146	0.588	Sin indicios significativos contra H0
	1237	-1.329	-1.28	-1.699	3	0.729	2.68	0.694	1.121	0.471	0.953	0.929	-0.57	Sin indicios significativos contra H0
	1358	2.591	2.712	3.161	13	1.758	4.14	-2.852	-2.839	0.707	0.468	-0.659	1.068	Muy fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana, que se mantienen al analizar exclusivamente el 2º periodo de registros. No obstante, si se analizan los últimos 50 años de registros, todas los test resultan NO SIGNIFICANTES a excepción de Worsley deviation que presenta significancias entre el 5 y el 10 %
	1295	2.489	2.513	2.851	9	1.824	4.047	-2.185	-2.468	2.047	-1.819	-3.132	3.233	Fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana entre los dos semiperíodos 1943/1977 y 1978/2013, junto con considerables indicios de falta de aleatoriedad. Si se analizan los últimos 30 ó 40 años desaparecen las tendencias y los saltos, pero se mantienen los indicios sobre la falta de aleatoriedad.
	1346	1.999	1.89	1.76	12	1.391	3.049	-2.77	-2.62	1.234	-0.123	-1.13	0.712	Considerables indicios de tendencias y saltos en la media/mediana, que desaparecen completamente al analizar exclusivamente el 2º periodo comprendido entre 1943/1944-1970/1971 (25 años de registros)
	1106	-2.379	-2.464	-2.93	6	1.504	3.94	2.409	2.214	0.471	0.381	-0.867	1.286	Muy fuertes indicios relativos a la presencia de tendencias y saltos en la media/mediana
	1109	-0.288	-0.373	-0.377	3	0.767	1.77	1.299	1.493	1	0.609	0.665	-0.495	Sin indicios significativos contra H0

Anexo 1. Resultados de pruebas de hipótesis estadísticas aplicadas al análisis de calidad de datos

Organismo	Código	(I) Pruebas de tendencia			(II) Pruebas diferencias medias/medianas					(III) Pruebas de independencia				Conclusiones
		Mann-Kendall	Spearman's Rho	Linear Regression	Cusum	Cumulative deviation	Worsley likelihood	Rank Sum	Student's t	Median Crossing	Turning point	Rank Difference	Auto-Correlation	
DIPUTACIÓN FORAL DE VIZCAYA	AR01	0.371	0.51	1.332	3	1.015	2.759	-0.048	-0.708	1.5	0	0.296	1.381	Sin indicios significativos contra H_0
	IB01	-0.891	-0.789	-0.694	2	0.513	2.009	-0.08	-0.048	0.905	-0.495	0.563	-1.377	Sin indicios significativos contra H_0
	IB03	2.628	2.354	3.011	5	1.295	3.321	-2.556	-2.519	1.387	0	-1.818	1.967	Muy fuertes indicios de presencia de tendencias, saltos en la media/mediana y falta de independencia de los datos
	IB11	1.089	1.082	1.12	4	1.125	2.581	-1.794	-1.538	1.069	-1.742	-2.138	2.541	Fuertes indicios de falta de independencia de los datos
	IB21	1.039	0.788	1.179	3	0.889	1.942	-0.984	-1.218	1.069	-1.742	-1.144	1.356	Sin indicios significativos contra H_0
	IB32	-1.112	-1.363	-1.128	3	0.925	2.821	0.914	0.735	0.5	0	-1.183	1.196	Sin indicios significativos contra H_0
	LE01	0.371	0.225	0.724	3	0.729	1.893	-0.048	-0.312	0.5	0	-0.591	0.814	Sin indicios significativos contra H_0
	LE02	0.891	0.401	0.456	3	0.749	1.998	-1.215	-1.201	0.535	-1.742	-1.958	1.537	Ciertos indicios de falta de independencia de los datos, que empeora incluso si se elimina del análisis el outlier apareciendo además indicios de tendencias
	LE11	0.947	1.245	1.068	3	0.834	2.1	-0.914	-1.028	0.5	0	-0.222	0.6	Sin indicios significativos contra H_0
	NB01	0.041	0.039	0.457	3	0.678	1.41	-0.433	-0.869	0.5	0	-0.222	0.98	Sin indicios significativos contra H_0
	NB12	-0.405	-0.33	-0.401	2	0.777	2.718	-0.053	0.064	0.258	-1.469	-0.489	0.733	Falta de indicios sólidos contra H_0
	NB05	0.455	0.345	0.425	4	0.639	1.366	1.177	-1.266	0.243	-2.161	-1.327	1.528	Falta de indicios sólidos contra H_0
	NB04	0.303	0.191	0.217	3	0.613	1.274	0.906	-1.017	0.728	0.196	-0.247	0.801	Sin indicios significativos contra H_0
	NB02	-0.833	-0.932	-0.921	3	0.79	2.306	-0.725	0.754	0.243	-1.572	-1.462	0.985	Sin indicios significativos contra H_0
	OK01	0.594	0.441	0.033	4	0.708	1.853	-0.984	-0.531	1.604	-0.435	-1.867	0.915	Indicios relativos a una falta de independencia de los datos
DIPUTACIÓN FORAL DE GUIPUZCUA	E1W1	1.486	1.629	1.669	4	1.206	3.628	-1.208	-1.302	0.258	1.049	-1.629	1.086	Ciertos indicios sobre la presencia de tendencias y saltos en la media/mediana. Si se elimina del análisis el outlier, se suaviza el grado de significancia de todos los test, excepto Turning point y Rank difference que entonces arrojan grados de significancias entre el 1 y 5 %
	C9Z1	2.177	2.258	2.504	4	1.106	3.05	-2.257	-2.02	1.069	-0.435	-0.873	1.215	Relevantes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana
	A3Z1	2.952	2.746	3.481	6	1.448	3.605	-2.91	-2.802	0.229	-1.112	-1.314	0.853	Muy fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana
	C8Z1	2.888	2.569	2.857	5	1.301	4.346	-1.625	-1.669	0.229	0	-1.428	0.994	Muy fuertes indicios de presencia de tendencias y ciertos indicios de saltos en la media/mediana
	A2Z1	0	-0.008	-0.168	5	0.747	1.75	0.415	0.17	0.756	-1.365	-1.086	1.353	Sin indicios significativos contra H_0
	C7Z1	-0.322	-0.55	-0.484	3	0.736	2.067	0.664	0.58	0.626	0.671	0.786	0.322	Sin indicios significativos contra H_0
	A1Z2	1.144	0.946	0.942	5	0.8	2.044	-0.68	-0.701	0.408	-0.657	-1.086	0.855	Sin indicios significativos contra H_0
	B1Z1	2.746	2.734	3.817	5	1.321	3.356	-2.468	-2.536	0.258	-0.21	-1.059	1.345	Muy fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana
	C1W3	2.026	2.05	2.573	3	1.242	3.003	-1.838	0.1	0.775	-0.84	-0.652	1.28	Muy fuertes indicios de presencia de tendencias y ciertos indicios de saltos en la media/mediana
	C5Z1	2.688	2.753	3.711	9	1.486	3.721	-2.5	-2.46	1.342	0.18	-1.463	1.22	Fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana
	C2Z1	2.919	2.724	3.179	7	1.432	3.479	-2.402	-2.276	1.569	-2.205	-2.057	1.87	Fuertes indicios de presencia de tendencias, saltos en la media/mediana y falta de independencia de los datos
	A1Z1	1.784	1.75	1.961	4	1.048	2.329	-2.154	-2.018	0.229	0	0	-0.293	Cierta significancia de tendencias y posibles saltos en la media/mediana
	B1W1	1.811	1.989	1.94	5	1.226	2.726	-2.627	0.1	0.209	-0.839	-1.015	0.768	Fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana
	A1Z3	-1.121	-1.134	-1.191	5	1.047	2.47	0.789	0.907	0.408	-1.149	-0.885	1.481	Sin indicios significativos contra H_0
DIP. FORAL DE NAVARRA	AN941	2.432	2.323	2.191	8	1.301	3.172	-2.054	-1.735	0.539	-0.863	-1.645	1.637	Relevantes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana
	AN943	2.029	2.125	2.449	4	1.124	2.817	-2.025	-1.694	0	0.218	-0.602	0.742	Muy fuertes indicios de presencia de tendencias y ciertos indicios de saltos en la media/mediana
	AN942	3.212	3.041	4.5	5	1.477	4.074	-2.684	-2.779	0.229	0	-1.942	1.628	Muy fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana

ANEXO 2. MATRIZ DE EVALUACIÓN DEL ANÁLISIS DE CALIDAD DE DATOS

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Qmáx. medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTOS	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTUALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios		DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios			
GALICIA COSTA	Tambre	Pluvial	1989/1990 - 2014/2015	26	2 desviaciones acusadas de elevado valor (años 89/90 y 00/01) por las que surge una leve tendencia descendente.	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H_0	Aceptable	-	Relativo sincronismo respecto a la estación 1519, si bien existen años en los que se registra menos caudal en Tambre que en la estación 1519, pese a encontrarse ésta última aguas arriba de Tambre	Pobre correlación con 1519 ($R^2=0.37$) pese a tratarse de estaciones situadas en el mismo río y con un área de captación no muy diferente.	En los años 94-95 se produce un cambio abrupto de pendiente de la curva de doble masa, años en los que la estación 1519 registró inadecuadamente más caudal que Tambre	Apreciable desviación por encima de la curva de tendencia del conjunto de datos, probablemente justificada por la presencia de una mayor cuantía de precipitaciones en su cuenca respecto al promedio de la zona de Galicia Costa	El análisis global de las distintas pruebas apunta a que es la estación 1519 la que presenta una dudosa fiabilidad de sus registros. Se considera por tanto aceptable la calidad/representatividad de los datos de la estación de Tambre
	Portodemouros	Pluvial	1989/1990 - 2014/2015	26	1 desviación acusada de elevado valor (año 00/01) sin presencia de saltos ni tendencias	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H_0	Aceptable	Aceptable sincronismo frente a la estación 1544, si bien existen días puntuales en los que se registra más caudal en 1544 pese a encontrarse esta última estación aguas arriba de Portodemouros	Relativo sincronismo con la estación 1544, si bien en 4 de los 22 años en los que se solapan los registros de ambas estaciones aparece una mayor cuantía de caudal en 1544 pese a encontrarse aguas arriba de Portodemouros	Pobre correlación con 1544 ($R^2=0.33$), lo cual podría ser explicado por la presencia de un importante afluente entre la estación 1544 y Portodemouros o por la baja calidad de los registros de alguna de las dos estaciones	En los años 99/00 y 08/09 se produce un cambio en la tendencia de la doble masa (el salto de 08/09 vuelve a tomar la tendencia inicial). Este efecto se refleja en la relación de caudales diarios, mostrando que entre 99/00 a 08/09 la separación entre máximos se acentúa	Desviación inferior incoherente con la desviación superior mostrada por la cuenca de cierre de 1544, al tratarse de cuencas superpuestas en las que las precipitaciones mayores se dan en Portodemouros. El análisis global de la distribución de precipitaciones aporta una mayor fiabilidad a los datos de Portodemouros.	El análisis global de las distintas pruebas apunta a que es la estación 1544 la que presenta una dudosa fiabilidad de sus registros. Se considera por tanto aceptable la calidad/representatividad de los datos de la estación de Portodemouros
	Ribeira	Pluvial	1989/1990 - 2013/2014	25	1 desviación acusada de elevado valor (año 00/01). Sin tendencias ni saltos apreciables	-	Año 98/99 y 00/01	Sin indicios significativos contra H_0 , tanto si se aplican los test a la serie completa como si se aplica a la serie parcial 1997-2014 (cuyos resultados del balance presentaron una mayor consistencia)	Desde el año 1989 hasta 1996 existen algunos días puntuales en los que el balance no cuadra. No obstante, en la mayoría de los casos se trata de saltos de caudal de un día para otro que les resta credibilidad. En cualquier caso, tales anomalías no distorsionan la fiabilidad del valor máximo anual	Aceptable sincronismo frente a estación 1464	Sincronismo frente a 1464, excepto en el año 93/94	Si existe cierta relación respecto a 1464 ($R^2=0.66$). Si se eliminan del análisis los años 89 al 96 por tener puntuales anomalías en el balance de masas el coeficiente de correlación aumenta únicamente a 0,68	Sin cambios de tendencia de la curva de doble masa	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	1920	Pluvial	1944/1945-1965/1966 1969/1970 - 1972/1973 1974/1975 - 1986/1987	39	4 desviaciones acusadas de elevada cuantía (años 46/47, 55/56, 58/59 59/60). Aparece una tendencia descendente que desaparece al eliminar del análisis las desviaciones.	-	-	Los indicios contra H_0 de alguno de los test se vuelven NO SIGNIFICANTES cuando se eliminan del análisis las 4 desviaciones puntuales que existen, tal y como muestra asimismo el AED	-	Aceptable sincronismo frente a la estación 1519	Cierto sincronismo respecto a la estación 1519, si bien existen años en los que se pierde tal relación	Buena correlación con la estación 1519 ($R^2=0.71$) pese a la existencia de pares de valores anómalos	Sin cambios de tendencia de la curva de doble masa	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Pese a la relativa antigüedad del periodo de registros, el resultado global de las pruebas es aceptable. Las desviaciones puntuales de la comparativa realizada con la estación 1519 sugiere prestar especial atención a la posible falta de calidad global de los datos de 1519, ya que su compariva con Tambre también arroja ciertas anomalías.
	1940	Pluvial	1970/1971 - 1986/1987	17	Tendencia ascendente relevantemente marcada	-	Año 74/75	Los indicios sobre la presencia de saltos y tendencias constatan los resultados obtenidos con el AED. Al quitar del análisis el outlier existente, los saltos en la media/mediana se vuelven NO SIGNIFICANTES mientras que los relativos a las tendencias mantienen la misma significancia contra H_0 (1 - 10%)	-	-	-	-	-	Inconsistencia respecto a la estación 1443 ya que, con pluviometrías similares, la 1443 se desvía por encima de la curva de tendencia mientras que la 1940 lo hace por debajo.	Se trata de una serie de registros antiguos de reducida longitud que conduce a una importante incertidumbre sobre la falta de representatividad de la serie respecto a la hidrología actual de la zona. Se descarta incluirla en el Análisis Regional de Frecuencia

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Q _{máx.} medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTO	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTUALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios		DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios			
GALICIA COSTA	1431	Pluvial	1970/1971 - 1986/1987 1990/1991 1992/1993 - 2013/2014	40	Se aprecia un importante salto entre los dos periodos de tiempo en los que se cuenta con registros y una tendencia ascendente asociada debido principalmente a que en el primer periodo no se registraron altas avenidas. Al quedarnos sólo con el segundo periodo surge una ligera tendencia descendente	-	-	Los indicios sobre la presencia de saltos corroboran los resultados obtenidos con el AED, pero no así con las tendencias. Al analizar exclusivamente el 2º periodo de registros (90/91 - 13/14), todos los test del grupo (II) y (III) arrojan valores NO SIGNIFICANTES y las pruebas de tendencia resultan significantes al 10%	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos. Si se incluye en el análisis exclusivamente el 2º periodo de los registros de esta estación, la relación Q-A sale todavía más coherente	Dos periodos diferenciados por una laguna de registros generalizada en todas las estaciones de Galicia Costa entre los años 87/88-89/90, ambos inclusive. Las altas avenidas puntualmente registradas en el 2º periodo conducen a saltos significativos en la media. La posible revisión/actualización de la estación tras esos tres años de lagunas da una mayor credibilidad al 2º periodo de registros.
	1433	Pluvial	1970/1971 - 1986/1987 1990/1991 - 2013/2014	41	1 desviación acusada de elevado valor (año 96/97). Sin presencia de saltos ni tendencias. Como en la estación 1431, existen dos periodos de tiempo (uno del 70/71 al 86/87 y otro del 90/91 al 2013/2014), si bien en este caso no se aprecian saltos entre ambos periodos.	-	Año 96/97	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos. Si se incluye en el análisis sólo el 2º periodo de los registros no se obtienen cambios sustanciales	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	1438	Pluvial	1975/1976 - 1986/1987 1990/1991 - 2013/2014	36	3 desviaciones acusadas de elevado valor (año 93/95, 95/96 y 00/01). Sin tendencias ni saltos aparentes. También existen dos periodos de tiempo de registros separados por 3 años de lagunas, si bien en este caso no se aprecian saltos entre ambos periodos.	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos. Si se incluye en el análisis sólo el 2º periodo de los registros no se obtienen cambios sustanciales	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	1443	Pluvial	1970/1971 - 1986/1987 1990/1991 - 2013/2014	41	4 desviaciones acusadas (año 80/81, 81/82, 82/83 y 93/94). Tendencia descendente que no desaparece ni aun excluyendo tales desviaciones. Al quedarnos con los últimos 30 años desaparecen las tendencias. El análisis exclusivo del 2º periodo de registros arroja ausencia de tendencias y saltos	-	Año 01/02	Los indicios sobre la presencia de saltos y tendencias corroboran los resultados obtenidos con el AED. Al analizar exclusivamente el 2º periodo de registros (90/91 - 13/14), los test no arrojan indicios sólidos contra H ₀	-	-	Sincronismo con la estación 1446 excepto en los años 03/04, 04/05 y 05/06	Cierta correlación con la estación 1446 (R²=0.59)	La doble masa no presenta cambios de tendencias claramente marcados	Cierta inconsistencia respecto a la estación 1940 ya que, con pluviométrías similares, la 1443 se desvía por encima de la curva mientras que la 1940 lo hace por debajo. Si se incluye en el análisis exclusivamente el 2º periodo de los registros, la relación Q-A sale más coherente, suavizándose la dispersión anteriormente comentada	Las anomalías de calidad detectadas bajo el análisis de todos los registros existentes desaparecen al evaluar sólo la serie de datos más actual. La posible revisión/actualización de la estación tras esos tres años de lagunas da una mayor credibilidad al 2º periodo de registros.
	1446	Pluvial	1970/1971 - 1984/1985 1990/1991 - 2004/2005 2008/2009 - 2013/2014	36	1 desviación acusada de elevado valor (año 94/95). Sin saltos ni tendencias claras	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	Sincronismo con la estación 1443 excepto en los años 03/04, 04/05 y 05/07	Cierta correlación con la estación 1443 (R²=0.59)	La doble masa no presenta cambios de tendencias claramente marcados	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos. Si se incluye en el análisis sólo el 2º periodo de los registros no se obtienen cambios sustanciales	Aceptable calidad/representatividad de sus datos

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Qmáx. medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTO	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTUALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios		DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios			
GALICIA COSTA	1464	Pluvial	1970/1971 - 1985/1986 1990/1991 - 2013/2014	40	3 desviaciones acusadas de elevado valor (año 71/72, 77/78 y 00/01) que provocan que surja una leve tendencia descendente. Al quitar del análisis las desviaciones desaparece la tendencia. Los dos periodos de registros diferenciados no muestran saltos en la media entre ambos.	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	Sincronismo frente a la presa de Cecebre y Ribeira.	Sincronismo frente a Ribeira, excepto año 93/94 Pobre sincronismo frente a Cecebre, concretamente en los años 91/92, 97/98, 98/99, 93/94, 94/95 y 08/09.	Cierta relación con Ribeira (R ² = 0.68) Falta total de correlación con la presa de Cecebre (R ² =0,1), si bien si se elimina del análisis el outlier del año 93/94 de Cecebre la relación aumenta a 0,54.	Respecto a Ribeira, cambio de tendencia en la doble masa a partir del año 98/99 que recupera la pendiente inicial en el año 00/01 Cambios de tendencia importantes en los años 94/95 y 01/02 respecto a Cecebre. Si se elimina del análisis el outlier 93/94 la doble masa mejora.	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos. Si se incluye en el análisis sólo el 2º periodo de los registros no se obtienen cambios sustanciales	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	1485	Pluvial	1970/1971 - 1977/1978 1979/1980 - 1984/1985 1986/1987 1990/1991 - 2013/2014	39	2 desviaciones acusadas de elevada cuantía (año 71/72 y 73/74) que sospechosamente dan el mismo valor (quizá un máximo de registro del nivel de aguas). Sin tendencias ni saltos.	Se repite el mismo valor de caudal máximo en dos años diferentes del primer periodo de registros.	-	La significancias obtenidas en los test de saltos en la media/mediana se deben a las dos desviaciones puntuales existentes al principio del periodo de registros. Así, si se eliminan del análisis ambas desviaciones desaparece cualquier tipo de indicio contra H ₀ .	-	-	-	-	Desviación relevante por debajo de la curva de tendencia del conjunto de datos, probablemente justificada por la presencia de una menor cuantía de precipitaciones en su cuenca respecto al promedio de la zona. Si se incluye en el análisis sólo el 2º periodo de los registros de esta estación, no se obtienen cambios sustanciales	Aceptable calidad/representatividad de sus datos	
	1542	Pluvial	1971/1972 - 1983/1984 1985/1986 - 1986/1987 1990/1991 - 2013/2014	39	Aparente tendencia descendente. Los años 77/78 y 78/79 muestran idéntico valor del caudal máximo, tratándose de elevados caudales pero sin ser los máximos valores de la serie como ocurre en la estación 1485. Si se analiza exclusivamente el 2º periodo de 1990 a 2014 la tendencia se suaviza	Se repite el mismo valor de caudal máximo en dos pares de años diferentes del primer periodo de registros	-	Los indicios sobre la presencia de saltos y tendencias constatan los resultados obtenidos con el AED. Al analizar exclusivamente el 2º periodo de registros 1990-2014 todas las pruebas a se vuelven NO SIGNIFICANTES a excepción de CUSUM al 10%	-	Sincronismo con Portodemouros excepto en los años 93/94 y 97/98 Realitvo sincronismo con la estación 1544	La correlación con la cercana estación 1544, no resulta muy elevada (0,53) La correlación con Portodemouros no es muy alta (0,54), lo cual podría ser explicado por ubicarse 1542 en una afluente del río Ulla donde se encuentra Portodemouros	Ciertos cambios de tendencias de la doble masa con Portodemouros en los años 93/94, 00/1 y 08/09	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos. Si se incluye en el análisis sólo el 2º periodo de los registros de esta estación, no se obtienen cambios sustanciales	Las anomalías de calidad detectadas bajo el análisis de todos los registros existentes desaparecen al evaluar sólo la serie de datos más actual. La posible revisión/actualización de la estación tras esos tres años de lagunas da una mayor credibilidad al 2º periodo de registros.	
	1544	Pluvial	1971/1972 - 1986/1987 1990/1991 - 2013/2014	40	Aparente tendencia descendente. Analizando sólo el 2º periodo de registros se suaviza bastante la tendencia, tal y como ocurre en la estación 1431 ó 1443.	-	-	Los fuertes indicios sobre la presencia de saltos y tendencias desaparecen cuando únicamente se analiza el 2º periodo de registros 1990-2014	-	Aceptable sincronismo frente a la estación 1544, si bien existen días puntuales en los que se registra más caudal en 1544 pese a encontrarse esta estación aguas arriba de Portodemouros	Relativo sincronismo con Portodemouros, si bien en 4 de los 22 años en los que se solapan los registros de ambas estaciones aparece una mayor cuantía de caudal en 1544 pese a encontrarse aguas arriba de Portodemouros	Pobre correlación con Portodemouros (R ² = 0.33) , lo cual podría ser explicado por la presencia de un importante afluente entre la estación 1544 y Portodemouros o por la baja calidad de los registros de alguna de las dos estaciones	En los años 99/00 y 08/09 se produce un cambio en la tendencia de la doble masa (el salto de 08/09 vuelve a tomar la tendencia inicial). Este efecto se refleja en la relación de caudales diarios, mostrando que entre 99/00 a 08/09 la separación entre máximos se acentúa	Desviación superior/inconsistente con la desviación inferior mostrada por la cuenca de cierre de Portodemouros, al tratarse de cuencas superpuestas en las que se dan precipitaciones mayores en Portodemouros. Dicha inconsistencia se mantiene si se incluye en el análisis sólo el 2º periodo de registros de la estación 1544. También presenta cierta inconsistencia con la estación 1552, pues con áreas de cuenca parecidas y una menor precipitación promedio en la cuenca de 1544, esta última estación muestra un mayor caudal máximo anual promedio.	La inconsistencia asociada a presentar algunos registros de mayor cuantía que los de Portodemouros (pese a encontrarse ésta última aguas abajo de 1544), así como la falta de consistencia en el resto de pruebas comparativas respecto a las estaciones 1552 y Portodemouros, sugieren descartar la inclusión de los datos de 1544 en el Análisis Regional de Frecuencias.
	1552	Pluvial	1972/1973 - 1986/1987 1990/1991 - 2001/2002 2003/2004 - 2013/2014	39	Tendencia descendente derivada de un aparente salto entre las medias de los dos periodos de registros 1972-1987 y 1990-2015. Analizando sólo el 2º periodo se suaviza bastante la tendencia, tal y como ocurre en la estación 1431, 1443 ó 1544.	Se repite el mismo valor de caudal máximo en dos años diferentes del primer periodo de registros	Año 98/99	Los fuertes indicios contra H ₀ constatan los resultados obtenidos con el AED. Al analizar exclusivamente el 2º periodo de registros 1990-2014 todas las pruebas se vuelven NO SIGNIFICANTES a excepción de TURNING POINT al 10%	-	Sincronismo con Portodemouros excepto en los primeros años de la serie, que bien podría deberse a ubicarse la estación en un afluente del río Ulla (río donde se localiza Portodemouros)	Falta de correlación con Portodemouros (R ² = 0.18), lo cual podría tener cierta explicación en el hecho de que la estación se ubique en un afluente del río Ulla (río donde se localiza Portodemouros)	La doble masa con Portodemouros no presenta cambios de tendencias claramente marcados	Sin desviaciones relevantes respecto a la curva de tendencia del conjunto de datos, aparentemente justificada por la distribución regional de las precipitaciones. Esta consistencia no se ve relevantemente afectada si en el análisis sólo se incluye el 2º periodo de los registros de esta estación	Las anomalías de calidad detectadas bajo el análisis de todos los registros existentes desaparecen al evaluar exclusivamente la serie de datos desde 1990 en adelante. La posible revisión/actualización de la estación tras los tres años de lagunas da una mayor credibilidad al 2º periodo de registros.	

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Q _{máx.} medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTOS	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios				
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios	DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
GALICIA COSTA	1574	Pluvial	1970/1971 - 1977/1978 1979/1980 - 1986/1987 1991/1992 - 1997/1998	23	Dos periodos de registros diferenciados: desde el 70/71 al 86/87 y desde el 91/92 al 97/98. Tendencia descendente derivada del salto entre las medias de ambos periodos. Quedarse sólo con uno de los periodos conlleva a series demasiado cortas	Se repite el mismo valor de caudal máximo en tres años dferentes del primer periodo de registros	-	Significantes indicios de presencia de saltos y tendencias. En este caso, el 2º periodo es demasiado corto para ser analizado por separado	-	-	El sincronismo frente a la estación 1564 no resulta muy bueno	Falta total de correlación con la estación 1564 (R²= 0.06)	Cambios considerables de tendencias en la curva de doble masa con 1564	Desviación relevante por encima de la curva de tendencia del conjunto de datos, que podría estar justificada por la presencia de una mayor cuantía de precipitaciones en su cuenca respecto al promedio de la región. Cuando se incluye en el análisis sólo el 2º periodo de los registros, desaparece cualquier desviación.	El salto entre los dos periodos de medida y la tendencia asociada, acompañados de la imposibilidad de quedarse con el 2º periodo de registros debido a su corta longitud, apuntan a una calidad insuficiente de los datos para ser incluidos en el Análisis Regional de Frecuencia
	1519	Pluvial	1943/1944 - 1972/1973 1975/1976- 1986/1987 1990/1991- 2000/2001	53	Sin presencia de saltos ni tendencias significantes.	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	Buen sincronismo frente a la estación 1920	Cierto sincronismo respecto a la estación 1920, si bien existen años en los que se pierde tal relacion Relativo sincronismo respecto a la estación 1519, si bien existen años en los que se registra menos caudal en Tambre que en la estación 1519, pese a encontrarse ésta última aguas arriba de Tambre	Pobre correlación conTambre (R²= 0.37) pese a tratarse de estaciones situadas en el mismo río y con un área de captación no muy diferente. Buena correlación con la estación 1519 (R2= 0.71) pese a la existencia de pares de valores anómalos	Aceptable relación frente a la estación 1920. Resepecto a la correlación con la estación de la presa de Tambre, en los años 94-95 se produce un cambia abrupto de pendiente de la curva de doble masa, años en los que la estación 1519 registró inadecuadamente más caudal que Tambre	Excesiva desviación por encima de la curva de tendencia del conjunto de datos, que no parece encontrarse justificada por el hecho de que se trate de un periodo de registros relativamente antiguo.	El análisis global de las distintas pruebas sugiere descartar la estación 1519 del Análisis Regional de Frecuencia, teniendo en cuenta que Tambre, situada aguas abajo de ésta, presenta una mayor fiabilidad.
	1564	Pluvial	1970/1971 - 1986/1987 1990/1991 - 2000/2001 2005/2006 - 2013/2014	37	Tendencia descendente asociada al hecho de que a partir del año 2000 la cuantía de las avenidas se ha visto reducida de forma considerable. La explicación a este hecho podría venir dada por la construcción de la presa de Baxe en el año 2000. Si se elimina del análisis el periodo 2000-2013 desaparece la tendencia	-	-	Los indicios encontrados contra H ₀ desaparecen por completo al eliminar del análisis desde el año 2000 en adelante, periodo que podría encontrarse afectado por la contrucción de la presa de Baxe	-	-	El sincronismo frente a la estación 1574 no resulta muy bueno El sincronismo frente a Eiras (aunque sólo coinciden 7 años) resulta aceptable	Falta total de correlación con la estación 1574 (R²= 0.06) La correlación con Eiras es pobre (R²= 0.5)	Cambios considerables de tendencias en la curva de doble masa con 1574 La doble masa con Eiras (aunque sólo coinciden 7 años) resulta buena	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos. Si se incluye en el análisis sólo el periodo de los registros hasta el año 2000 no se obtienen modificaciones considerables	Recomendable incluir únicamente los periodos de registros 70/71 - 86/87 y 90/91 - 99/00 para evitar registros afectados por la construcción y posterior explotación de la presa de Baxe.
	CECEBRE	Pluvial	1982/1983 - 2014/2015	33	3 desviaciones acusadas de elevada cuantía (año 89/90, 93/94 y 00/01), debido a las cuales surge una cierta tendencia descendente que desaparece al eliminar del análisis las mismas. Sin saltos aparentes	-	Año 93/94	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	Puntuales aportaciones de valor desproporcionado en algunos días de la serie , corregidos al día siguiente mediante el ajuste del volumen de embalse de forma aparentemente artificial. Estas anomalías parecen estar respondiendo a errores puntuales de medida que no parecen influir en la determinación de los caudales máximos anuales	Buen sincronismo frente a la estación 1464, cuyos resultados del análisis de calidad resultan adecuados	Falta de sincronismo con 1464 en los años 84/85, 85/86, 91/92, 93/94, 97/98 y 98/99.	Falta total de correlación con 1464 (R²= 0.09). No obstante, si se elimina del análisis el outlier del año 93/94, el coeficiente R² asciende a 0.54.	Cambios de tendencia en los años 94/95 y 01/02.	Desviación relevante por debajo de la curva de tendencia del conjunto de datos, probablemente justificada por la presencia de una menor cuantía de precipitaciones en su cuenca respecto al promedio de la zona	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	EIRAS	Pluvial	1999/2000 - 2014/2015	16	Cierta tendencia descendente, quizá derivada de la baja representatividad asociada a sólo 16 años de registros	-	Año 11/12	Los indicios encontrados contra H ₀ en 3 de los 12 test desaparecen si se elimina del análisis el outlier existente, a excepción del test de Mann-Kendall en el que se mantiene una significancia entre el 5 y el 10%	Aceptable	Sincronismo frente a Albarellos	Sincronismo frente a Albarellos, excepto en los años 02/03 y 10/11	Relativa baja correlación con Albarellos (R²= 0.49), influenciada por los dos máximos anuales que se disparan en Albarellos	Aceptable	Desviación relevante por encima de la curva de tendencia del conjunto de datos, probablemente justificada por la presencia de una mayor cuantía de precipitaciones en su cuenca respecto al promedio de la región	La reducida longitud de la serie de registros con la que se cuenta deja remanentes ciertas dudas acerca de la representatividad de sus datos. Estas dudas remanentes habrán de tenerse presentes durante el Análisis Regional de Frecuencias

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Qmáx. medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTO	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTUALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios				
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios	DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
MIÑO-SIL	VILLAR DE SANTIAGO	Nival	1995/1996 - 2014/2015	20	Sin tendencias ni saltos.	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	En el año 1995/1996 y 1996/1997 existen días en los que el balance no cuadra	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos tras eliminar del análisis las estaciones 1607, 1608, 1739, 1805, Conchas y Campañana, cuyos datos no resultan representativos de la globalidad de la región del Miño-Sil	Aceptable calidad/representatividad de sus datos excepto los años 1995/1996 y 1996/1997
	ALBARELLOS	Pluvial	1989/1990 - 2014/2015	26	1 desviación acusada de elevado valor (año 00/01). Su presencia ayuda a la aparición de una cierta tendencia descendente. No se aprecian saltos.	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	Aceptable	Sincronismo frente a Eiras	Sincronismo frente a Eiras, excepto años 02/03 y 10/11	Baja correlación frente a Eiras (R ² = 0.48), debida principalmente a dos máximos anuales que se disparan en Albarellos	Sin cambios de tendencia de la curva de doble masa	Relevante desviación por encima de la curva de tendencia obtenida tras eliminar del análisis las estaciones 1607, 1608, 1739, 1805, Conchas y Campañana, justificada por la presencia de una mayor cuantía de precipitaciones respecto al promedio de la región del Miño-Sil	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	BELESAR	Pluvial	1989/1990 - 2014/2015	26	1 desviación acusada (año 00/01) de elevado valor. Sin tendencias ni saltos.	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	Aceptable	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos tras eliminar del análisis las estaciones 1607, 1608, 1739, 1805, Conchas y Campañana, cuyos datos no resultan representativos de la globalidad de la región del Miño-Sil	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	CONCHAS	Pluvial	1989/1990 - 2014/2015	26	Muy similar a Belesar:1 desviación acusada (año 00/01) de elevado valor. Sin tendencias ni saltos.	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	Aceptable	-	-	-	-	Relevante desviación por debajo de la curva de tendencia del conjunto de datos, justificada por el poder de laminación de la Laguna de Anela, depresión topográfica ubicada en la cuenca de cierre de Conchas	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	SALAS	Pluvial	1989/1990 - 2014/2015	26	2 desviaciones acusadas de elevado valor (años 89/90 y 00/01) por las que surge una tendencia descendente. Al quitar las desviaciones del análisis desaparece dicha tendencia. Sin aparente presencia de saltos	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	Aceptable	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos tras eliminar del análisis las estaciones 1607, 1608, 1739, 1805, Conchas y Campañana, cuyos datos no resultan representativos de la globalidad de la región del Miño-Sil	Aceptable calidad/representatividad de sus datos

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Qmáx. medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES	
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTO	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTUALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios					
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios	DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios			
MIÑO-SIL	1607	Pluvial	1974/1975 - 1999/2000 2001/2002 - 2014/2015	40	3 desviaciones acusadas de elevado valor (años 09/10, 10/11 y 12/13) y una baja (año 04/05). Sin tendencias ni saltos. Si se eliminan los 8 últimos años aparece una tendencia descendente muy acusada. Pese a ubicarse al lado de la estación 1608, no se comportan del mismo modo.	-	Año 04/05	Falta de indicios sólidos contra H_0 . Si se elimina del análisis los últimos 8 años, para los que parece darse un salto en la media según el AED, aparecen fuertes indicios de saltos y tendencias	-	-	-	-	-	Inconsistencia con la tendencia global del conjunto de datos y, especialmente, con la cuenca 1609, superpuesta geográficamente y de similar área de captación	Las estaciones 1607 y 1608 se encuentran ubicadas en una misma sección transversal del río Miño, pero en ramas diferentes de una bifurcación existente. La baja calidad de los datos de la estación 1607 podría provenir de la variabilidad en la distribución de los caudales que fluyen por cada uno de los diferentes ramales. Calidad insuficiente para ser incluida en el Análisis Regional de Frecuencias	
	1608	Pluvial	1974/1975 - 1999/2000 2001/2002 - 2014/2015	40	3 desviaciones acusadas de elevado valor (año 09/10, 10/11 y 12/13) y una baja (año 04/05). Sin saltos pero con una tendencia ascendente acusada. Si se eliminan los 8 últimos años la tendencia desaparece.	-	Año 04/05	Sin indicios significativos contra las hipótesis H_0	-	-	-	-	-	Inconsistencia con la tendencia global del conjunto de datos y, especialmente, con la cuenca 1609, superpuesta geográficamente y de similar área de captación	Las estaciones 1607 y 1608 se encuentran ubicadas en una misma sección transversal del río Miño, pero en ramas diferentes de una bifurcación existente. La baja calidad de los datos de la estación 1608 podría provenir de la variabilidad en la distribución de los caudales que fluyen por cada uno de los diferentes ramales. Calidad insuficiente para ser incluida en el Análisis Regional de Frecuencias	
	1609	Pluvial	1915/1916 - 1930/1931 1943/1944 - 1973/1974	47	Dos periodos de mediciones separados (uno a principios de siglo y otro del tercer cuarto). Una desviación acusada de elevado valor (año 46/47). No aparecen tendencias. Resulta necesario plantearse no contar con el primer periodo de mediciones y quedarse con los 30 años de 1943 a 1973	-	Año 46/47	Sin indicios significativos contra las hipótesis H_0	-	-	-	-	-	Relevante desviación por debajo de la curva de tendencia aun excluyendo del análisis las estaciones 1607, 1608, 1739, 1805, Conchas y Campañana por baja fiabilidad o particular régimen hidrológico. Dicha desviación parece venir justificada por la presencia de una menor cuantía de precipitaciones respecto al promedio de la región Miño-Sil	La menor dispersión mostrada por el primer periodo de registros (1915/1916-1930/1931) arroja cierta incertidumbre sobre la representatividad de sus datos. Respecto al 2º periodo de registros, no se han detectado tendencias ni anomalías relevantes. Teniendo en cuenta la relativa antigüedad de los registros, se habrá de prestar especial atención a la influencia de su inclusión en el desarrollo del Análisis Regional de Frecuencias,	
	1617	Pluvial	1970/1971 - 1972/1973 1974/1975 - 1987/1988 1991/1992 - 1997/1998 1999/2000 - 2014/2015	40	No aparecen tendencias claras ni saltos.	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H_0	-	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos tras eliminar del análisis las estaciones 1607, 1608, 1739, 1805, Conchas y Campañana por baja fiabilidad o particular régimen hidrológico	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	1619	Pluvial	1970/1971 - 2014/2015	45	Presencia de tendencia ascendente que desaparecen con los últimos 35 años de registros	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H_0	-	-	-	-	-	-	Relevante desviación por encima de la curva de tendencia obtenida tras eliminar del análisis las estaciones 1607, 1608, 1739, 1805, Conchas y Campañana por baja fiabilidad o particular régimen hidrológico. Dicha desviación parece venir justificada por la presencia de una mayor cuantía de precipitaciones respecto al promedio de la región Miño-Sil	Aceptable calidad/representatividad de sus datos

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Qmáx. medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTOS	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTUALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios				
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios	DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
MIÑO-SIL	1621	Pluvial	1918/1919 - 1919/1920 1921/1922 - 1924/1925 1926/1927 - 1930/1931 1943/1944 - 2008/2009	77	Dos periodos de mediciones separados por la década de los 30 del siglo pasado, mostrando un salto cualitativo entre uno y otro periodo con tendencia ascendente asociada.	-	-	Fuertes indicios contra H ₀ . Si se analiza exclusivamente el 2º periodo de mediciones, el grado de significancia disminuye aunque siguen mostrándose posible indicios en muchas de las pruebas. Analizando los últimos 30, 40 ó 50 años desaparecen los indicios sobre la presencia de tendencias y saltos, pero aparecen fuertes indicios sobre la falta de independencia .	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos tras eliminar del análisis las estaciones 1607, 1608, 1739, 1805, Conchas y Campañana por baja fiabilidad o particular régimen hidrológico	Dudosa calidad del primer periodo de registros (anterior a la década de los años 30), así cmo del segundo por presencia de tendencias. La posibilidad de truncar el 2º periodo para alcanzar una mayor representatividad es inconveniente ya que, si bien las pruebas van dando mejores resultados según se va acotando la serie a los registros más actuales, todavía se desperden faltas de aleatoreidad.	
	1626	Pluvial	1970/1971 - 2008/2009	39	2 desviaciones acusadas de elevado valor (año 78/79 y 00/01). Presencia de tendencia descendente aparente que desaparece cuando se eliminan del análisis las desviaciones. Sin aparentes saltos	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	Buen sincronismo frente a la presa de Vilasouto	Buen sincronismo respecto a la presa de Vilasouto, excepto en el año 84/85	Buena realción respecto a Vilasouto (R²= 0.76)	Sin cambios de tendencia de la curva de doble masa	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos tras eliminar del análisis las estaciones 1607, 1608, 1739, 1805, Conchas y Campañana por baja fiabilidad o particular régimen hidrológico	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	1645	Pluvial	1970/1971 - 2014/2015	42	1 desviación acusada de elevado valor (año 87/88). Presencia de tendencia descendente fuertemente asociada a los bajos caudales de los últimos 8 años y no a una tendencia progresiva. La tendencia desaparece cuando se eliminan los últimos 8 años anteriormente citados	-	-	Fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana, que se agudizan incluso si se analizan exclusivamente los últimos 30 años. Si se elimina del análisis los últimos 8 años (que anómalamente dan valores relativamente bajos), todas las pruebas se toman NO SIGNIFICANTES.	-	Cierto sincronismo con estación 1647, si bien en algunos años desaparece la correlación	Baja correlación con 1647 (R²= 0.3), provocada por la dispersión existente para altos caudales de 1645; esto es, altos caudales en 1645 vienen acompañados a veces por altos caudales en 1647 pero otras veces por bajas cuantías.	Respecto a la estación 1647, la doble masa muestra una variación por intervalos de tiempo de la posición gráfica de los datos alrededor de una línea de tendendencia relativamente marcada	Relevante desviación por encima de la curva de tendencia obtenida tras eliminar del análisis las estaciones 1607, 1608, 1739, 1805, Conchas y Campañana por baja fiabilidad o particular régimen hidrológico. Dicha desviación podría venir justificada por la presencia de una mayor cuantía de precipitaciones en su cuenca respecto al promedio de la región Miño-Sil	La presencia de bajas cuantías durante los últimos 8 años de registros arrojan saltos y tendencias asociadas que proporcionan confusión al análisis, ya que simplemente podría ser la propia aleatoriedad de los procesos hidrológicos la que hubiera causado estos 8 registros particularmente bajos. Por ello a priori se cuenta con toda la serie para el Análisis Regional de Frecuencias	
	1647	Pluvial	1972/1973 - 1981/1982 1983/1984 - 1986/1987 1997/1998 - 2004/2005 2009/2010 - 2014/2015	28	Dos periodos de mediciones: uno del 72 al 86 y otro del 97 al 2014. El primer periodo presenta dudas ya que se repiten dos años seguidos el mismo máximo y el análisis conjunto da tendencias descendentes	Se repite el mismo valor de caudal máximo en dos años consecutivos del primer periodo de registros	-	En contra de lo mostrado por el AED, las tendencias y saltos en la media/mediana resultan NO SIGNIFICANTES, si bien existen indicios relativos a la falta de independencia de los datos. Si se analiza exclusivamente el 2º periodo de medidas desaparece cualquier indicio contra H ₀ , tratándose de una serie corta de 14 años de longitud.	-	Cierto sincronismo con estación 1645, si bien en algunos años desaparece la relación	Baja correlación con 1645 (R²= 0.3), provocada por la dispersión existente para altos caudales de 1645; esto es, altos caudales en 1645 vienen acompañados a veces por altos caudales en 1647 pero otras veces por bajas cuantías.	Respecto a la estación 1647, la doble masa muestra una variación por intervalos de tiempo de la posición gráfica de los datos alrededor de una línea de tendendencia relativamente marcada	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos tras eliminar del análisis las estaciones 1607, 1608, 1739, 1805, Conchas y Campañana por baja fiabilidad o particular régimen hidrológico	La posible falta de aleatoriedad resultante al aplicar las pruebas estadísticas a toda la serie de datos desaparece al analizar exclusivamente los 14 años del segundo periodo de registros. A priori se incluye toda la serie en el Análisis Regional de Frecuencias prestando atención a su influencia sobre los resultados	
	1727	91% nival	1958/1959 - 1959/1960 1962/1963 1970/1971 - 1977/1978 1979/1980 - 2008/2009	41	Una desviación acusada de elevado valor (año 73/74). Cierta tendencia descendente que desaparece cuando se quita del análisis la desviación y los tres años sueltos del inicio de los registros	-	-	Leves indicios sobre falta de independencia de los datos, que se mantienen al quitar del análisis los tres primeros registros que se encuentran dispersados en el tiempo	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos tras eliminar del análisis las estaciones 1607, 1608, 1739, 1805, Conchas y Campañana por baja fiabilidad o particular régimen hidrológico	Aceptable calidad/representatividad de sus datos	

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Qmáx. medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTOS	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTUALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios				
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios	DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
MIÑO-SIL	1734	Nival	1915/1916 - 1930/1931 1943/1944 - 2014/2015	88	Dos periodos de tiempo separados por la década de los 30 del siglo pasado. A partir de los años 80 la dispersión de los datos se reduce abruptamente debido a lo cual se deriva una fuerte tendencia descendente. Si se analizan exclusivamente los últimos 30 años se suaviza la tendencia	-	-	Fuertes indicios contra H_0 si se analiza la seire completa de registros. Analizando exclusivamente los últimos 30 años se siguen encontrando leves indicios de presencia de tendencias y saltos en la media.	-	Poco sincronismo con Campañana pero buen sincronismo frente a la presa de Prada	Falta de sincronismo con presa de Campañana pero buen sincronismo respecto a la presa de Prada excepto en lo que se refiere al año 67/68	Relativa baja correlación con Prada ($R^2= 0.5$)	Respecto a la presa de Campañana, se da un salto abrupto en el año 81/82 en donde además se da un cambio de tendencia en la curva de doble masa. Respecto a la presa de Prada, aparecen dos cambios de tendencia (uno en el año 65/66 y otro en el año 06/07)	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos tras eliminar del análisis las estaciones 1607, 1608, 1739, 1805, Conchas y Campañana por baja fiabilidad o particular régimen hidrológico. Incluyendo en el análisis únicamente los últimos 30 años se provoca una desviación de esta estación por debajo de la curva de tendencia del conjunto de datos, consistente con la menor cuantía de precipitación media de esa zona respecto al promedio de la región Miño-Sil	El salto en la media/mediana entre los periodos anterior y posterior a los años 80 arroja una importante incertidumbre de cara a incluir la serie completa en el estudio. Este salto coincide temporalmente con las anomalías encontradas en el balance de masas de Prada. A priori se cuenta con los registros desde 1982/1983 en adelante, prestando atención a la influencia de su inclusión en el Análisis de Frecuencia.
	1754	Nival	1959/1960 - 1973/1974 1976/1977 - 2007/2008	47	Saltos en la media/mediana y tendencia asociada entre los dos periodos de registros existentes. Dichas anomalías no desaparecen ni aun analizando exclusivamente el 2º periodo, en este caso debido a la ocurrencia de avenidas de baja cuantía durante los últimos 7 años de registros.	-	Año 62/63 01/02	Fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana al analizar la serie completa de registros. Al analizar sólo el 2º periodo se siguen obteniendo tendencias y saltos en la media/mediana derivados de la ocurrencia de avenidas de baja cuantía durante los últimos 7 años de registros. De hecho, al eliminar del análisis estos 7 años desaparecen los indicios contra H_0	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos tras eliminar del análisis las estaciones 1607, 1608, 1739, 1805, Conchas y Campañana. por baja fiabilidad o particular régimen hidrológico. Incluyendo en el análisis únicamente el 2º periodo se obtienen resultados incluso más consistentes.	Los saltos en la media/mediana entre los dos periodos y la tendencia asociada arrojan incertidumbre sobre la fiabilidad de los registros del primer periodo, por su mayor antigüedad. Al analizar sólo el 2º periodo de registros se siguen obteniendo tendencias y saltos, si bien directamente relacionados con la ocurrencia de avenidas de baja cuantía durante los últimos 7 años que podrían deberse simplemente a la propia aleatoriedad	
	1805	Pluvial	1972/1973 - 1978/1979 1980/1981 - 1985/1986 1987/1988 - 1993/1994 1995/1996 - 1996/1997 2007/2008 - 2014/2015	30	Pese a existir dos peridos de medidas (del 72 al 96 y del 2007 al 2014), no se aprecian saltos ni tendencias significativas	Se repite el mismo valor de caudal máximo en dos años consecutivos del primer periodo de registros	Año 75/76	Sin indicios significativos contra las hipótesis H_0	-	-	-	-	-	Relevante desviación por debajo de la curva de tendencia del conjunto de datos, justificada por el poder de laminación de la Laguna de Antela, depresión topográfica ubicada en la cuenca de cierre de la estación 1805	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	1724	Nival	1973/1974 - 2014/2015	42	2 desviaciones acusadas de elevado valor (año 84/85y 87/88). Cierta tendencia descendente que no desaparece al quitar las desviaciones	-	Año 87/88	Sin indicios significativos contra las hipótesis H_0	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos tras eliminar del análisis las estaciones 1607, 1608, 1739, 1805, Conchas y Campañana por baja fiabilidad o particular régimen hidrológico	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	presa 1796 (Vilasouto)	Pluvial	1978/1979 - 2002/2003 2005/2006 - 2014/2015	35	Sin presencia de tendencias claras ni saltos.	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H_0	Aparecen algunos datos negativos en los resultados de las aportaciones del balance, si bien de baja cuantía y en meses de verano	Buen sincronismo frente a la estación 1626, cuyos resultados del análisis de calidad resultan asimismo adecuados	Buen sincronismo respecto a la estación 1626, excepto en el año 1984/1985	Buena correlación con la estación 1626 ($R^2= 0.76$)	Relativamente buena. Únicamente destacan dos saltos de pequeña magnitud en el año 81/82 y 00/01	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos de la Confederación del Miño-Sil	Aceptable calidad/representatividad de sus datos

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Qmáx. medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTO	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTUALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios				
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios	DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
MIÑO-SIL	presa 1790 (Chandrexa)	Nival	1958/1959 - 2014/2015	57	Una desviación acusada de elevada cuantía (año 59/60) y otra de baja cuantía (año 75/76). Presencia de tendencia descendente. Con los últimos 40 años, la tendencia desaparece completamente	-	Años 75/76 y 59/60	Fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en las medias/medianas, que desaparecen completamente si se analizan sólo los 40 últimos años	Aceptable	Buen sincronismo frente a la presa de Prada, cuyos resultados del análisis de calidad resultan asimismo adecuados	Buen sincronismo con la presa de Prada	Cierta correlación con la presa de Prada (R²= 0.6), lo cual resulta aceptable teniendo en cuenta la distancia geográfica que separa ambas estaciones	La doble masa frente a la presa de Prada presenta una tendencia bastante marcada	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos tras eliminar del análisis las estaciones 1607, 1608, 1739, 1805, Conchas y Campañana por baja fiabilidad o particular régimen hidrológico	El análisis de calidad de todos los registros existentes muestra saltos en la media/mediana y presencia de una marcada tendencia descendente. Puesto que los últimos 40 años sí parecen resultar suficientemente representativos de la hidrología actual de la cuenca, se recomienda incluir únicamente el periodo de registros desde 1976/1977 en adelante.
	presa 1782 (Cenza)	Nival	1994/1995 - 2014/2015	21	Sin presencia de tendencias claras ni saltos.	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H₀	Aceptable	Sincronismo frente a la presa de Chandrexa pero con ciertos saltos abruptos diarios entre 05/06 a 08/09	Buen sincronismo respecto a Chandrexa excepto en los años 97/98, 09/10 y 10/11. Buen sincronismo con Edrada y Portas	Baja correlación con Chandrexa (R²= 0.42) La correlación con Edrada sube a 0.59 Buena relación con Portas (R²=0.72)	Sin cambios de tendencia de la curva de doble masa	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos tras eliminar del análisis las estaciones 1607, 1608, 1739, 1805, Conchas y Campañana por baja fiabilidad o particular régimen hidrológico	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	presa 1781 (Edrada)	Nival	1980/1981 - 2000/2001 2002/2003 - 2014/2015	34	2 desviaciones acusadas de elevada cuantía (año 87/88 y 00/01). Sin saltos ni tendencias claras.	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H₀	Los años 80/81 a 83/84, 85/86 a 86/87, 88/89, 00/01 y 02/03 a 10/11 presentan valores de entrada que se repiten durante bastantes días seguidos, en meses de otoño e invierno, con valores de orden de magnitud relativamente bajo.	Sincronismo frente a la presa de Chandrexa	Buen sincronismo respecto a Chandrexa excepto año 83/84	Baja correlación con Chandrexa (R²= 0.3) La correlación con Cenza es sólo de 0.59, pese a tratarse de cuencas vecinas con similares características hidrológicas	Sin cambios de tendencia de la curva de doble masa	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos tras eliminar del análisis las estaciones 1607, 1608, 1739, 1805, Conchas y Campañana por baja fiabilidad o particular régimen hidrológico	La incertidumbre mostrada por el balance de masas en los años 80/81 a 83/84, 85/86 a 86/87, 88/89, 00/01 y 02/03 a 10/11, unido a la baja correlación con los datos de cuencas vecinas, arrojan dudas sobre la representatividad/calidad de los datos de esta estación que habrán de tenerse en cuenta durante el desarrollo del Análisis Regional de Frecuencia de cara a incluir o desechar finalmente esta estación del estudio.
	presa 1770 (Las Portas)	Nival	1974/1975 - 2014/2015	41	Sin saltos ni tendencias.	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H₀	Aceptable	Sincronismo frente a la presa de Chandrexa pero con ciertos saltos abruptos diarios	Buen sincronismo respecto a Chandrexa excepto año 75/76, 09/10 y 10/11. Buen sincronismo frente a Cenza	Cierta correlación a Chandrexa (R²= 0.6) Buena relación frente a Cenza (R²= 0.72)	Sin cambios de tendencia de la curva de doble masa	Relevante desviación por encima de la curva de tendencia obtenida tras eliminar del análisis las estaciones 1607, 1608, 1739, 1805, Conchas y Campañana por baja fiabilidad o particular régimen hidrológico, quizá en parte justificada por la presencia de una mayor cuantía de precipitaciones respecto al promedio de la región Miño-Sil	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	presa 1791 (Prada)	Nival	1960/1961 - 1962/1963 1964/1965 - 2014/2015	54	Presencia de un salto aparente entre los periodos 1960/1961-1981/1982 y 1982/1983-2014/2015, a consecuencia del cual sur. Sólo con el segundo periodo desaparecen los saltos y tendencias.	-	-	Sin indicios significativos contra H₀, tanto analizando la serie completa como para la serie comprendida entre 1982/1983 - 2014/2015	Desde el año 1960/1961 al 1981/1982 los caudales entrantes presentan valores negativos. Los siguientes años presentan también algunos negativos (aunque bastante menos) y se dan generalmente en meses de verano	Buen sincronismo frente a la estación 1734 y Chandrexa	Buen sincronismo respecto a la estación 1734 excepto en el año 67/68, pero con órdenes de magnitud relativos cambiantes Buen sincronismo con la presa de Chandrexa,	Pobre correlación con 1734 (R²= 0.5), provocada por la dispersión superior de los caudales de Prada en la primera década de sus registros respecto a 1734, así como por la dispersión inferior de los últimos años de registro Cierta correlación con Chandrexa (R²= 0.6) pero baja correlación con Portas (R²=0.45).	Aparecen dos cambios de tendencia de Prada frente a 1734 (uno en el año 65/66 y otro en el año 06/07)	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos tras eliminar del análisis las estaciones 1607, 1608, 1739, 1805, Conchas y Campañana por baja fiabilidad o particular régimen hidrológico	Las anomalías encontradas en el balance de masas durante el periodo 1960-1981, arroja incertidumbre sobre la fiabilidad de los registros anteriores a 1982. Estos indicios coinciden temporalmente con el salto en la media/mediana mostrado por los datos de la estación vecina 1734. De modo conservador, resulta razonable incluir en el Análisis Regional de Frecuencias los registros de la presa de Prada desde 1982/1983 en adelante.

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Qmáx. medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTOS	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTUALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios				
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios	DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
MIÑO-SIL	presa 1711 (Campañana)	Pluvial	1969/1970 - 2014/2015	46	Presencia de un salto abrupto entre los periodos 1960/1961-1981/1982 y 1982/1983-2013/2014, al igual que ocurría en Prada. Al quedarnos sólo con el segundo periodo desaparecen los saltos, mostrando una cierta tendencia descendente	-	Año 81/82	Muy fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana, que se mantienen al analizar exclusivamente el periodo comprendido entre 1982/1983 - 2014/2015	Aceptable	No se cuenta en las cercanías con una estación de tipo pluvial con la que poder realizar una comparativa adecuada. Si la comparativa se realiza con la estación 1734 se obtiene falta de sincronismo.	No se cuenta en las cercanías con una estación de tipología asimismo pluvial con la que poder realizar una comparativa adecuada. Si la comparativa se realiza con la estación 1734, por ser la más cercana, se obtiene un bajo sincronismo.	No se cuenta en las cercanías con una estación de tipología asimismo pluvial con la que poder realizar una comparativa adecuada. Si la comparativa se realiza con la estación 1734, por ser la más cercana, se obtiene una falta total de correlación	Salto abrupto en el año 81/82 en donde además se da un cambio de tendencia en la curva de doble masa	Inconsistente respecto a la tendencia global de los datos, ya que con un área de cuenca de apenas 4 km² presenta un caudal máximo promedio muy elevado (84,23 m³/s). Si se incluye en el análisis sólo el 2º periodo ya resulta consistente con la tendencia global	El orden de magnitud de los registros muestra un salto abrupto entre los periodos anterior y posterior a 1982, coincidiendo temporalmente con el salto detectado en la presa de Prada. Sin embargo, los indicios sobre la presencia de una tendencia descendente no desaparece ni aún analizando exclusivamente el periodo desde 1982/1983 en adelante. La estación es desechada por su falta de fiabilidad.
	1018	71.6% nival	1913/1914 - 1919/1920 1922/1923 - 1930/1931 1943/1944 - 1949/1950	23	Dos peridos de mediciones, ambos de la primera mitad del siglo pasado. Presencia de salto entre los dos periodos y tendencia descendente asociada	-	-	Muy fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos tras eliminar del análisis las estaciones 1607, 1608, 1739, 1805, Conchas y Campañana por baja fiabilidad o particular régimen hidrológico	Periodo de registros antiguo, de corta longitud y con presencia de tendencias que aportan una representatividad/calidad insuficiente para incluir esta estación en el Análisis Regional de Frecuencia
	1010	99.4 % nival	1913/1914 - 1924/1925 1928/1929 1930/1931 1943/1944 - 1949/1950	21	Al igual que la anterior estación 1018, existen dos peridos de mediciones, ambos de la primera mitad del siglo pasado. Las desviaciones de baja cuantía del 48/49 y 49/50 hacen que surja un salto entre los dos periodos y tendencia descendente asociada.	-	Año 48/49 49/50	Ciertos indicios de presencia de tendencias	-	-	-	-	-	Relevante desviación por encima de la curva de tendencia obtenida tras eliminar del análisis las estaciones 1607, 1608, 1739, 1805, Conchas y Campañana por baja fiabilidad o particular régimen hidrológico, quizá justificada por la presencia de una mayor cuantía de precipitaciones respecto al promedio de la región Miño-Sil	Periodo de registros antiguo, de corta longitud y con presencia de tendencias que aportan una representatividad/calidad insuficiente para incluir esta estación en el Análisis Regional de Frecuencia
	1739	80% nival	1913/1914 - 1930/1931 1944/1945 - 1949/1950	24	Dos peridos de mediciones, ambos de la primera mitad del siglo pasado. La presencia de importantes avenidas en la década de 1910-1920 conduce a que surja una tendencia descendente. Se trata de pocos datos de periodos antiguos y partidos que podrían no representar adecuadamente la hidrología actual de la cuenca	-	-	Fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana, condicionados por las importantes avenidas registradas a principios de siglo. Si se eliminan del análisis dichas avenidas (quedando una serie remanente de 18 años), todas las pruebas se tornan NO SIGNIFICANTES	-	-	-	-	-	nconsistente respecto a la tendencia global de los datos	Periodo de registros antiguo, de corta longitud y con presencia de tendencias que aportan una representatividad/calidad insuficiente para incluir esta estación en el Análisis Regional de Frecuencia
	1765	Pluvial	1943/1944 - 1969/1970	27	Cierta tendencia ascendente que aparentemente no es simplemente debida a las 2 desviaciones de elevado valor del final de los registros (años 68/69 y 69/70). Se trata de un periodo de registros antiguo y no muy extenso, que podría no ser representativo de la hidrología actual de la cuenca	-	-	Indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana, condicionados por las importantes avenidas registradas a finales del periodo de registro. Si se eliminan del análisis dichas avenidas (quedando una serie remanente de 25 años), todas las pruebas dan NO SIGNIFICANTES	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos tras eliminar del análisis las estaciones 1607, 1608, 1739, 1805, Conchas y Campañana	Periodo de registros antiguo y de corta longitud, cuya representatividad del actual régimen hidrológico de la cuenca resulta dudosa Se descarta incluirla en el Análisis Regional de Frecuencia
	1769	61.5% nival	1913/1914 1915/1916 - 1922/1923 1924/1925 1926/1927 - 1930/1931 1942/1943 - 1949/1950	23	Dos peridos de mediciones, ambos de la primera mitad del siglo pasado. Presencia de salto entre los dos periodos y tendencia ascendente asociada	-	-	Las tendencias y saltos en la media/mediana resultan NO SIGNIFICANTES, si bien los indicios relativos a la falta de independencia de los datos aporta incertidumbre a los registros	-	-	-	-	-	-	Relevante desviación por debajo de la curva de tendencia obtenida tras eliminar del análisis las estaciones 1607, 1608, 1739, 1805, Conchas y Campañana, quizá justificada por la presencia de una menor cuantía de precipitaciones respecto al promedio de la región Miño-Sil

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Qmáx. medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTO	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTUALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios				
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios	DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
C.H. CANTÁBRICO	SALIME	Nival	1998/1999 - 2014/2015	17	Tendencia ascendente marcada. Al dividir la serie en dos periodos de igual longitud, el primero no muestra tendencias y el segundo es el que muestra una tendencia ascendente.	-	-	Fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana entre los dos semiperíodos de igual longitud.	El orden de magnitud de las aportaciones calculadas en el balance resulta bastante parecido al de las aportaciones proporcionadas por HC. Se desvían en un máximo del 5%. Existían tres años puntuales en los que se desviaba bastante debido a la existencia de outliers de vertidos poco realistas que fueron confirmados por HC como erróneos.	-	Buen sincronismo respecto estación 1427	Cierta correlación respecto a estación 1427($R^2=0.62$) pese a tratarse ésta última de una estación de tipología pluvial	Buena relación de doble masa respecto a estación 1427	Relevante desviación por encima de la curva de tendencia del conjunto de datos, que podría estar justificada por la presencia de una mayor cuantía de precipitaciones respecto al promedio de la región	Al presentar una calidad inferior a los datos proporcionados por el CEDEX, se recomienda no incluir esta serie en el Análisis Regional de Frecuencia
	presa 1406 (Salime) datos del CEDEX	Nival	1958/1959 - 1962/1963 1964/1965 - 2011/2012	53	Salto en la media entre los periodos 1958-1981 y 1982-2011. Tendencia descendente que desaparecen al analizar los últimos 30 años (2º de los subperiodos anteriormente citados). La media de los caudales máximos en esos 30 años resulta sólo un 3% menor a la obtenida de los 17 años de aportaciones proporcionados por HC.	-	-	Fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana, los cuales desaparecen completamente cuando se analiza exclusivamente el periodo comprendido entre 1982/1983 en adelante	Los años 58/59 y 93/94 presentan valores negativos de importante valor. En algunos del resto de años aparecen también valores de entradas negativos, si bien de orden de magnitud menor (en torno al 3%)	Buen sincronismo frente a la estación 1427	Buen sincronismo respecto a la estación 1427, excepto en los años 77/78, 78/79, 80/81 y 81/82	Falta total de correlación con 1427 ($R^2=0.16$) cuando se comparan los registros completos. Sin embargo, al comparar los registros desde 1982 en adelante, la correlación aumenta de forma considerable ($R^2=0.57$)	Respecto a la estación 1427, cambios de tendencia en torno al año 76/77 y 92/93 cuando se analiza los registros completos. Sin embargo, al analizar los registros desde 1982 en adelante, la doble masa arroja buenos resultados	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Recomendable incluir únicamente el periodo de registros desde 1982/1983 en adelante
	LA BARCA	43.8% nival	1998/1999 - 2014/2015	21	No se aprecian tendencias ni saltos significativos.	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H_0	Los máximos de los años 2007/2008 y 2002/2003 se desvían entre el balance y las aportaciones proporcionadas por HC debido a errores de registro confirmados y corregidos por HC. A partir del 2008/2009 las aportaciones entre el balance y los datos proporcionados por HC empiezan a diferir en torno a 1 m³/s. A priori, se consideran más fiables los datos aportados por HC	-	Buen sincronismo con la estación 1359 excepto en el año 2002/2003, 2003/2004 y 2012/2013. Los años 02/03 y 12/13 den menos caudal en 1359 que en La Barca Sincronismo frente a 1353 excpcto en los año 09/10 y 14/15	Pobre relación con la estación 1359 ($R^2=0.44$). Pobre correlación con 1353 ($R^2=0.44$), que podría su justificación al tratarse de una estación de tipología completamente nival ubicada en la cuenca alta	La relación de doble masa con 1353 y 1359 es aceptable.	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	A priori, los datos proporcionados por HC parecen fiables para ser incluidos en el Análisis Regional de Frecuencia
	VALDEMURRIO (PROAZA)	Nival	1998/1999 - 2014/2015	21	No se aprecian tendencias ni saltos significativos	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H_0	En el año 2003/2004 no coincide el máximo derivado del balance con el de las aportaciones aportadas por HC. El Despacho de Generación comunica que no tiene forma de contrastar qué es lo que pudo ocurrir en los registros (quizá una corrección de una avenida que no fue acompañada de su correspondiente actualización de los datos de cota y salida asociados).	-	Relativo sincronismo con la estación 1365 que falla en los años 95/96, 96/97, 06/07, 11/12 y 12/13 Aceptable sincronismo con la estación 1363 si se eliminan los outliers de ésta	Falta total de correlación con 1365 ($R^2=0.22$) que pudiera deberse a que la estación se encuentra algo distante con precipitaciones medias diferentes Falta total de correlación con 1363 ($R^2=0.27$), que pudiera deberse a que la estación se encuentra algo distante con precipitaciones medias diferentes	Doble masa con 1365 con tendencia no claramente marcada La doble masa con la estación 1363 no presenta cambios relevantes en la tendencia	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	A priori, los datos proporcionados por HC parecen fiables para ser incluidos en el Análisis Regional de Frecuencia
	TANES	Nival	1998/1999 - 2014/2015	17	Tendencia ascendente marcada	-	-	Muy fuertes indicios de presencia de tendencias. Dichos resultados son similares a los obtenidos para Proaza, lo cual resulta consistente teniendo en cuenta su proximidad geográfica y que el periodo de registros es el mismo	Las aportaciones calculadas resultan incoherentes con las obtenidas a partir de los datos del CEDEX. Respecto a la comparativa entre el balance realizado en la Tesis y las aportaciones naturales proporcionadas por HC, hay años en los que el caudal máximo coincide en fecha y valor pero hay otros años en los que no coincide ni en valor ni en fecha.	-	-	-	-	Relevante desviación por encima de la curva de tendencia del conjunto de datos, que podría venir justificada por la presencia de una mayor cuantía de precipitaciones respecto al promedio de la región	Su inconsistencia con los datos procedentes del CEDEX, su mal resultado del balance de masas y la presencia de tendencias conducen a una calidad insuficiente para incluir esta estación en el Análisis Regional de Frecuencia

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Qmáx. medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTOS	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTUALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios				
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios	DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
C.H. CANTÁBRICO	presa 1333 (Tanes) datos del CEDEX	Nival	1987/1988 - 2011/2012	25	2 desviaciones acusadas (1993/1994, 04/05). Cierta tendencia ascendente que no desaparece al eliminar del análisis las anteriores 2 desviaciones	-	Año 93/94 04/05	Ciertos indicios relativos a la presencia de tendencias	Sólo el año 92/93 presenta días con entradas negativas de valor relevante. No obstante, desde el año 97 las aportaciones del balance presentan una evolución diaria caótica a saltos, que quizá podría deberse a la desvirtuación producida por la Central Reversible Las aportaciones al embalse resultan incoherentes con las calculadas a partir de los datos de HC,.	Sincronismo frente a la estación 1365 desde el 86 al 97. A partir de ahí aparecen saltos abruptos de escala diaria que podrían estar mostrando una desvirtuación del régimen natural de las aportaciones	Buen sincronismo respecto a la estación 1365, excepto los años 90/91, 04/05, 09/10 y 11/12	Falta total de correlación con 1365 (R²= 0.03) Si se quitan los outliers de Tanes, la relación no aumenta excesivamente (R²= 0.2)	Salto relativamente abruptos en 93/94, 04/05 y 09/10. No hay presencia de cambios relevantes de tendencias	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Su inconsistencia con los datos procedentes de HC, su mal resultado del balance de masas y la presencia relativa de tendencias conducen a una calidad insuficiente para incluir esta estación en el Análisis Regional de Frecuencia
	presa 1253 (La Cohilla)	Nival	1970/1971 - 1986/1987 1988/1989 - 2011/2012	41	Salto entre las medias de los periodos 70-81 y 82-2011, del cual surge una tendencia descendente acusada. Analizando exclusivamente el 2º periodo se suaviza la tendencia, invirtiéndose su sentido (el cual se corresponde con 29 años de registros).	-	-	Fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana, que desaparecen completamente cuando se analiza exclusivamente el periodo comprendido desde 1982 en adelante	✓	Buen sincronismo frente a la estación 1264	Buen sincronismo respecto a estación 1264, excepto en lo que se refiere al año 95/96	Baja correlación con 1264 (R²= 0.46) si bien las estaciones se encuentran algo distantes	Sin cambios de tendencia de la curva de doble masa respecto a 1264	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Recomendable incluir únicamente el periodo de registros desde 1982/1983 en adelante
	presa 1340 (Priarles)	Pluvial	1996/1997- 2013/2014	18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	El orden de magnitud de los caudales arroja importantes dudas sobre su fiabilidad	Calidad insuficiente para incluir esta estación en el Análisis Regional de Frecuencia
	presa 1177 (Ordunte)	Pluvial	1958/1959 - 1968/1969 1970/1971 - 1993/1994 1995/1996 1998/1999 2003/2004 - 2006/2007	41	2 desviaciones acusadas (año 61/62 y 82/83). Tendencia descente débil que desaparece prácticamente al eliminar las desviaciones del análisis	-	Año 61/62 82/83	Sin indicios significativos contra las hipótesis H₀	Los años 66/67, 68/69, 70/71 a 80/81, 82/83 a 87/88, 90/91 a 93/94, 95/96 y 98/99 presentan valores de entrada que se repiten bastantes días seguidos, en meses de otoño e invierno y con valores de orden de magnitud relativamente bajo, si bien este hecho no parecería estar afectando a los máximos.	-	Poco sincronismo con la estación 1175, si bien Ordunte se encuentra en la cabecera de una importante cuenca mientras que la estación 1175 se encuentra en la parte baja de dicha cuenca, drenando hacia la misma múltiples afluentes de importante entidad	Falta de correlación con la estación 1175 (R²= 0.1), si bien Ordunte se encuentra en la cabecera de una importante cuenca mientras que la estación 1175 se encuentra en la parte baja de dicha cuenca, drenando hacia la misma múltiples afluentes de importante entidad	La doble masa con 1175 no muestra incoherencias significativas	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	1427	Pluvial	1943/1944 - 2014/2015	72	Sin presencia de saltos . Leve tendencia ascendente	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H₀	-	Buen sincronismo frente a la presa de Salime (con datos procedentes del CEDEX)	Buen sincronismo respecto a la presa de Salime con datos procedentes del CEDEX, excepto en los años 77/78, 78/79, 80/81 y 81/82 Mejor sincronismo respecto a la presa de Salime con datos procedentes de HC.	Cierta correlación con datos de Salime procedentes del CEDEX (R²= 0.57) La correlación mejora respecto a los datos de Salime procedentes de HC (R²=0.62)	Cambios de tendencia en torno al año 76/77 y 92/93 en la doble masa con datos de Salime procedentes del CEDEX Buena relación de doble masa con datos de Salime procedentes de HC	Desviación relevante por encima de la curva de tendencia del conjunto de datos, posiblemente justificada por la presencia de una mayor cuantía de precipitaciones en su cuenca respecto al promedio de la región	Aceptable calidad/representatividad de sus datos

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Qmáx. medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTOS	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTUALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios				
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios	DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
C.H. CANTÁBRICO	1414	Pluvial	1974/1975 - 2004/2005 2009/2010 - 2014/2015	36	Dos desviaciones de elevada cuantía: una muy acusada (año 09/10) y otra menos relevante (año 12/13) . Tendencia ascendente que desaparece al eliminar del análisis las desviaciones. Los años 2001/2002 y 2002/2003 presentan el mismo valor de máximo	Se repite el mismo valor de caudal máximo en dos años diferentes	Año 09/10	Ciertos indicios de saltos en la media/mediana condicionados por la presencia del outlier. De hecho, al eliminar del análisis el outlier del año 2009/2010 todas la pruebas arrojan valores NO SIGNIFICANTES	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	1404	Nival	1971/1972 - 2007/2008 2009/2010 - 2014/2015	43	2 desviaciones acusadas de elevada cuantía (año 71/72 y 00/01) con presencia de una cierta tendencia descendente. Sin saltos. Los datos de 1980/1981 y 1981/1982 son exactamente los mismos, lo cual sería extraño que estuviera indicando una limitación de medida de cota de la estación, ya que antes y después de esos años se registraron caudales mayores	Se repite el mismo valor de caudal máximo en dos años diferentes	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	-	-	-	Desviación relevante por encima de la curva de tendencia del conjunto de datos, posiblemente justificada por la presencia de una mayor cuantía de precipitaciones en su cuenca respecto al promedio de la región	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	1402	Nival	1994/1995 - 2005/2006 2007/2008 - 2014/2015	21	Leve tendencia ascendente. Sin saltos. Los años 1994/1995, 1997/1998 y 2000/2001 presentan el mismo valor de caudal máximo anual	Se repite el mismo valor de caudal máximo en tres años diferentes	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	-	-	-	Desviación relevante por encima de la curva de tendencia del conjunto de datos, posiblemente justificada por la presencia de una mayor cuantía de precipitaciones en su cuenca respecto al promedio de la región	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	1398	Pluvial	1970/1971 - 2005/2006 2009/2010 - 2014/2015	42	1 desviación de elevada cuantía (año 2009/2010). Tendencia descendente que se torna en ascendente al quitar la desviación ó los últimos años sueltos de registros, colgados respecto a un primer periodo más amplio de registros. Si se analizan los últimos 30 años de registros las tendencias desaparecen.	Los años 1999/2000 y 2003/2004 presentan el mismo valor de máximo, al igual que ocurre con los años 2012/2013 y 2014/2015	Año 09/10	Fuertes indicios sobre la presencia de tendencias y saltos en la media/mediana, que desaparecen completamente al analizar los últimos 30 años de registros	-	-	Aceptable sincronismo con la estación 1395	Falta de correlación con la estación 1395 (R ² =0,1)	La doble masa no presenta cambios relevantes de tendencia	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Se descarta del Análisis Regional de Frecuencia debido a las incertidumbres arrojadas por algunos de los años de registro, unido a la mala correlación con la estación 1395, muy próxima geográficamente y de cuyo análisis de calidad se obtienen buenos resultados
	1353	Nival	1919/1920 - 1928/1929 1930/1931 1943/1944 - 1982/1983 1984/1985 - 2014/2015	82	Dos periodos de registros (1919-1930 y 1943-2014). Leve tendencia ascendente tanto analizando los dos periodos en conjunto como evaluando sólo el segundo periodo. Los años 1923/1924 y 1924/1925 presentan el mismo valor de máximo, al igual que ocurre con los años 1947/1948 y 1948/1949	Se repite el mismo valor de caudal máximo en dos años diferentes	-	Las tendencias y saltos en la media/mediana resultan NO SIGNIFICANTES, si bien los fuertes indicios relativos a la falta de independencia de los datos aporta poca consistencia a dichos resultados. Dichos indicios de dependencia sólo desaparecen cuando se analizan los últimos 40 años de registro o subperiodos menores	-	-	Sincronismo frente a La Barca excepto en los años 09/10 y 14/15	Baja correlación con La Barca (R ² =0,44) que podría estar influenciada por el hecho de que la estación cierra una cuenca puramente nival, mientras que La Barca cierra una cuenca mixta	La doble masa con La Barca resulta aceptable	Desviación relevante por encima de la curva de tendencia del conjunto de datos, posiblemente justificada por la presencia de una mayor cuantía de precipitaciones en su cuenca respecto al promedio de la región	Recomendable incluir únicamente el periodo de registros desde 1974/1975 en adelante

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Qmáx. medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTOS	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTUALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios		DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios			
C.H. CANTÁBRICO	1196	Nival	1969/1970 - 2014/2015	46	4 desviaciones acusadas de elevada cuantía (año 78/79, 80/81, 82/83 y 93/94). Tendencia descendente que no desaparece al quitar todas las desviaciones puntuales. Los años 1978/1979 y 1980/1981 presentan el mismo valor de caudal máximo anual	Se repite el mismo valor de caudal máximo en dos años diferentes	-	Ciertos indicios de tendencias, saltos y falta de independencia, si bien no muy fuertes y no mostrados por todos los test. El análisis de los últimos 30 años de registros suaviza de forma considerable los resultados de las pruebas, sólo dando significancias entre el 5 y 10% en Cumulative deviation y entre el 1 y 5% en Autocorrelation	-	-	-	-	Desviación relevante por encima de la curva de tendencia del conjunto de datos, posiblemente justificada por la distribución de precipitaciones y la particular forma de la cuenca	Los indicios de tendencias no resultan muy significantes, por lo que se cuenta con los datos de esta estación para el Análisis Regional de Frecuencias	
	1207	Nival	1969/1970 - 1998/1999 2000/2001 - 2001/2002 2003/2004 - 2014/2015	44	Salto pronunciado entre los periodos 69/70 - 84/85 y 85/86-2014/2015, a raíz del cual surge una tendencia descendente muy pronunciada. Dicha tendencia no desaparece ni aun analizando exclusivamente el 2º periodo.	Los años 1976/1977 y 1977/1978 presentan el mismo valor de caudal máximo anual, así como los años 1979/1980-1980/1981 y 1973/1974-1975/1976.	-	Muy fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana, que se mantienen al analizar exclusivamente el periodo comprendido entre 1985/1986 en adelante (punto a partir del cual cambia abruptamente el orden de magnitud de los registros), así como si se analizan únicamente los últimos 20 ó 25 años	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	La presencia de saltos en la media e indicios de tendencias obtenidos para la serie completa, que no desaparecen ni analizando los últimos 20-25 años, conducen a recomendar no incluir esta estación en el Análisis Regional de Frecuencias	
	1264	Nival	1994/1995 - 2014/2015	21	Sin presencia de saltos ni tendencias claras	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	Buen sincronismo frente a la presa de la Cohilla	Buen sincronismo con 1265, excepto en los años 2001/2002 y 2007/2008	Pobre correlación (R ² = 0.25) con la estación 1265 aparentemente causada por tratarse de cuencas vecinas pero de diferentes ríos, en las que el valor del caudal máximo, pese a mostrar sincronismo, resulta poco proporcional de una cuenca a otra	Sin presencia de cambios relevantes de tendencia en la doble masa respecto a 1265	Desviación relevante por debajo de la curva de tendencia del conjunto de datos, posiblemente justificada por la presencia de una menor cuantía de precipitaciones en su cuenca respecto al promedio de la región	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	1265	Nival	1994/1995 - 2013/2014	20	1 desviación acusada de elevada cuantía (año 2004/2005). Ligera tendencia ascendente. Sin presencia de saltos	-	Año 04/05	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	Buen sincronismo con 1264, excepto en los años 2001/2002 y 2007/2008	Pobre correlación (R ² = 0.25) con la estación 1264 aparentemente causada por tratarse de cuencas vecinas pero de diferentes ríos, en las que el valor del caudal máximo, pese a mostrar sincronismo, resulta poco proporcional de una cuenca a otra	Sin presencia de cambios relevantes de tendencia en la doble masa respecto a 1264	Desviación relevante por debajo de la curva de tendencia del conjunto de datos, posiblemente justificada por la presencia de una menor cuantía de precipitaciones en su cuenca respecto al promedio de la región	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	1266	Nival	1946/1947 - 1956/1957 1958/1959 - 1961/1962	15	Tendencias y saltos en la media provocados por las dos desviaciones superiores de los años 1949 y 1950. Poca longitud de muestra de un periodo antiguo que podría no ser representativo de la hidrología actual de la cuenca.	Los años 1952/1953 y 1953/1954 presentan el mismo valor de caudal máximo anual	-	Las tendencias y saltos en la media/mediana resultan NO SIGNIFICANTES en contra de lo que se desprendía del AED. No obstante, los fuertes indicios relativos a la falta de independencia de los datos aporta poca consistencia a dichos resultados	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Periodo de registros antiguo, de corta longitud y dudosa calidad. Se recomienda no incluir la estación en el Análisis Regional de Frecuencia

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Qmáx. medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTOS	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTUALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios				
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios	DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
C.H. CANTÁBRICO	1268	Nival	1970/1971 - 2014/2015	45	Cierta tendencia descendente	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	Sincronismo aceptable respecto a la estación 1264 (excepto en años puntuales), a pesar de tratarse de una cuenca muy superior y con afluentes importantes respecto a la cerrada por 1264 (situada en la parte alta de la cuenca de 1268)	Falta total de correlación respecto a la estación 1264, posiblemente debido a que 1268 cierra una cuenca muy superior y con afluentes importantes respecto a la 1264 (situada en la parte alta de la cuenca de 1268)	Sin presencia de cambios relevantes de tendencia en la doble masa respecto a 1264	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	1273	Nival	1946/1947 - 1961/1962	16	Periodo de registros antiguo (1946/1947-1961/1962). No hay presencia de tendencias	-	Año 48/49	Leves indicios de presencia de tendencias	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Periodo de registros antiguo, de corta longitud y leve presencia de tendecias que no hacen recomendable incluir la estación en el Análisis Regional de Frecuencia
	1274	Nival	1994/1955 - 2013/2014	20	Ligera tendencia ascendente		-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	Sincronismo con la estación 1265, excepto en los años 2004/2005 y 2005/2006	Pese al sincronismo entre los caudales máximos con 1265, la correlación de regresión lineal entre ambas estaciones es muy mala (R ² =0.001). Esto conduce a apoyar la hipótesis de que la presa de Camarmeña, situada aguas arriba de la estación 1274, esté alterando el régimen natural de éste.	La curva de doble masa no presenta un tendencia claramente marcada	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	La falta total de correlación con la cuenca vecina de la estación 1265, cuyos análisis de calidad arrojan buenos resultados, apoya la hipótesis de que la presa de Camarmeña, situada aguas arriba de la estación 1274, esté alterando el régimen natural de éste al contar con 3 compuertas de 500 m3/s de capacidad. No se recomienda incluir la estación en el Análisis Regional de Frecuencia
	1284	Pluvial	1987/1988 - 2002/2003 2004/2005 - 2008/2009	21	Sin presencia de saltos ni tendencias claras. No obstante, los caudales máximos anuales del año 92/93 y 93/94 son exactamente el mismo, al igual que los máximos de los años 97/98 y 98/99,que parecen apuntar hacia imprecisiones de medición o errores de procesamiento	Se repite el mismo valor de caudal máximo en varios años diferentes	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	Relativo sincronismo frente a 1285 excepto en los años 1991/1992, 1992/1993 y 2007/2008	Baja correlación frente a la estación 1285, pese a su proximidad. No obstante, al tratarse de cuencas pequeñas, las tormentas más intensas y localizadas podrían ser causa de la falta de proporcionalidad de los caudales máximos	La doble masa frente a la estación 1285 no muestra una tendencia claramente marcada	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Su corta longitud de registros (con un 20 % de los mismos arrojando importantes incertidumbres asociadas a que se repita exactamente el mismo caudal máximo en años contiguos), así como la pobre correlación existente con la estación 1285 (muy próxima geográficamente y de cuyos análisis de calidad se obtienen buenos resultados), conduce a descartar la estación 1284 del Análisis Regional de Frecuencia
	1285	Pluvial	1987/1988 - 2014/2015	28	Cierta tendencia descendente sin presencia de saltos.	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	Relativo sincronismo frente a 1284 excepto en los años 1991/1992, 1992/1993 y 2007/2009	Baja correlación frente a la estación 1284, pese a su proximidad. No obstante, al tratarse de cuencas pequeñas, las tormentas más intensas y localizadas podrían ser causa de la falta de proporcionalidad de los caudales máximos	La doble masa frente a la estación 1284 no muestra una tendencia claramente marcada	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Aceptable calidad/representatividad de sus datos

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Qmáx. medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTOS	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios				
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios	DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
C.H. CANTÁBRICO	1296	Nival	1994/1995 - 2014/2015	21	1 desviación acusada de elevada cuantía (año 2014/2015). Tendencia ascendente que no desaparece al eliminar la desviación, ya que es realmente originada por un salto relevante entre los periodos 1994-2008 y 2009/2014	-	Año 14/15	Muy fuertes indicios relativos a la presencia de tendencias, saltos y falta de independencia de los datos de la serie, que mantienen su significancia aun eliminando del análisis el outlier existente.	-	-	-	-	-	Desviación relevante por encima de la curva de tendencia del conjunto de datos, que podría estar justificada por la presencia de una mayor cuantía de precipitaciones en su cuenca respecto al promedio de la región	Los resultados del análisis de calidad arrojan considerables dudas como para incluir esta estación en el Análisis Regional de Frecuencia, por lo que se descarta su inclusión
	1302	Pluvial	1975/1976 - 2014/2015	40	Presencia de cierta tendencia ascendente .	Los años 1983/1984 y 1985/1986 presentan el mismo valor de caudal máximo	-	Bajos indicios de presencia de saltos en la media/mediana entre los periodos 1975/1976-1993/1994 y 1994/1995--2014/2015, así como leves indicios de presencia de tendencias	-	Buen sincronismo frente a la estación 1303, si bien existen años (anteriores a 1993/1994 inclusive) en los que en la estación 1302 se dan caudales menores que en 1303, lo cual no resulta consistente al encontrarse la primera aguas abajo de la estación 1303	Aceptable correlación frente a 1303 ($R^2=0.66$). Si se elimina del análisis del año 1993/1994 hacia atrás, la relación aumenta a $R^2=0.90$	En el año 1994/1995 se aprecia un cambio de tendencia respecto a la estación 1303, que coincide con el hecho de que a partir de ese año ya no se dan inconsistencias relativas a que se registre más caudal en 1303 que en 1302, estando esta última aguas abajo de la primera	Desviación relevante por encima de la curva de tendencia del conjunto de datos, posiblemente justificada por la presencia de una mayor cuantía de precipitaciones en su cuenca respecto al promedio de la región	Aceptable calidad/representatividad de sus datos	
	1303	Pluvial	1971/1972 - 2014/2015	44	Tendencia descendente aparente.	Los años 1974/1975 y 1976/1977 presentan el mismo valor de caudal máximo anual, así como los años 2002/2003-2004/2005 y 2005/2006-2006/2007	-	Sin indicios apreciables de presencia de saltos en la media/mediana entre los periodos 1975/1976-1993/1994 y 1994/1995--2014/2015, ni sólidos indicios de tendencias. El análisis individual del periodo 1994/1995 - 2014/2015 presenta significantes indicios de saltos y tendencias debido a la presencia de importantes avenidas en los últimos 6 años	-	Buen sincronismo frente a la estación 1302, si bien existen años (anteriores a 1993/1994 inclusive) en los que en la estación 1302 se dan caudales menores que en 1303, lo cual no resulta consistente al encontrarse la primera aguas abajo de la estación 1302	Aceptable correlación frente a 1302 ($R^2=0.66$). Si se elimina del análisis del año 1993/1994 hacia atrás, la relación aumenta a $R^2=0.90$	En el año 1994/1995 se aprecia un cambio de tendencia respecto a la estación 1303, que coincide con el hecho de que a partir de ese año ya no se dan inconsistencias relativas a que se registre más caudal en 1303 que en 1302, estando esta última aguas abajo de la primera	Desviación relevante por encima de la curva de tendencia del conjunto de datos, posiblemente justificada por la presencia de una mayor cuantía de precipitaciones en su cuenca respecto al promedio de la región	Comparativamente con 1302, se obtiene una menor calidad de sus datos para ser incluida en el Análisis Regional de Frecuencia, teniendo en cuenta que se trata de cuencas superpuestas de similar área de captación	
	1343	Pluvial	1971/1972 - 2014/2015	44	Tendencia ascendente que no desaparece ni aun quedándonos con los últimos 25 años.	Los años 2002/2003 y 2004/2005 presentan el mismo valor de caudal máximo anual	-	Indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana, que desaparecen completamente al analizar los últimos 25 años de la serie	-	-	-	-	-	Desviación relevante por encima de la curva de tendencia del conjunto de datos, que podría venir justificada por la presencia de una mayor cuantía de precipitaciones en su cuenca respecto al promedio de la región	Recomendable incluir únicamente el periodo de registros desde 1990/1991 en adelante (25 años)
	1363	Nival	1970/1971 1975/1976 1980/1981 - 2002/2003 2011/2012 - 2012/2013 2014/2015	28	1 desviación acusada de elevada cuantía (año 2011/2012) y una de baja cuantía (año 2012/2013). Tendencia ascendente relevante.	Los años 1984/1985 y 1985/1986 presentan el mismo valor de caudal máximo anual	Años 11/12 12/13	Sin indicios significativos contra las hipótesis H_0	-	-	Aceptable sincronismo con Proaza si se eliminan los outliers de 1363 Buen sincronismo con la estación 1365 sin eliminar outliers	Falta de correlacion con Proaza ($R^2=0.27$) Cierta correlación con 1365 ($R^2=0.57$)	La doble masa con Proaza no presenta cambios relevantes en la tendencia La doble masa con 1365 presenta una tendencia bastante buena	Desviación relevante por debajo de la curva de tendencia del conjunto de datos, posiblemente justificada por la presencia de una menor cuantía de precipitaciones en su cuenca respecto al promedio de la región	Aceptable calidad/representatividad de sus datos

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Qmáx. medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTOS	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTUALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios				
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios	DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
C.H. CANTÁBRICO	1365	Nival	1972/1973 - 2013/2014	42	Sin tendencias ni saltos	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	Sincronismo frente a la presa de Tanes pero con ciertos saltos abruptos diarios que pudieran provenir del bombeo/turbinación de la Central Reversible	Buen sincronismo respecto a la presa de Tanes, excepto los años 90/91, 04/05, 09/10 y 11/12 Relativo sincronismo con Proaza que falla en los años 95/96, 96/97, 06/07, 11/12 y 12/13 Buen sincronismo con la estación 1363	Falta total de correlación con Tanes (R ² = 0.03) Falta de correlación con Proaza (R ² =0,22) Cierta correlación con 1363 (R ² =0.57)	Respecto a la presa de Tanes: saltos relativamente abruptos en 93/94, 04/05 y 09/10. No hay presencia de cambios relevantes de tendencias La doble masa con Proaza no presenta una tendencia o cambios en la misma claramente marcados La doble masa con 1363 presenta una tendencia bastante buena	Desviación relevante por encima de la curva de tendencia del conjunto de datos, posiblemente justificada por la presencia de una mayor cuantía de precipitaciones en su cuenca respecto al promedio de la región	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	1369	65.3% nival	1913/1914 - 1916/1917 1922/1923 - 1930/1931 1975/1976 - 1976/1977 1978/1979 - 1982/1983 1986/1987 - 2014/2015	49	Dos periodos principales de registros (1913-1930 y 1975-2014). Se muestra un salto entre los promedios de ambos periodos, del cual se deriva a su vez una tendencia. Al analizar exclusivamente el 2º periodo desaparecen las tendencias.	Los años 2004/2005 y 2005/2006 presentan el mismo valor de caudal máximo anual	-	Muy fuertes indicios relativos a la presencia de tendencias, saltos y falta de independencia de los datos de la serie, que desaparecen completamente cuando se analiza exclusivamente el 2º periodo comprendido entre 1975/1976-2014/2015	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Recomendable incluir únicamente el periodo de registros desde 1975/1976 en adelante	
	1378	Pluvial	1913/1914 - 1917/1918 1970/1971 - 1973/1974 1979/1980 - 2014/2015	45	Tres periodos de registros (1913-1917, 1970-1973 y 1979-2014). El primer periodo presenta un promedio muy distinto al de los otros dos. El segundo periodo de apenas 4 datos presenta el mismo valor de máximo en dos años. Analizando exclusivamente el tercer periodo desaparecen los saltos y tendencias asociadas	Se repite el mismo valor de caudal máximo en dos años dferentes	-	Fuertes indicios relativos a la presencia de tendencias y saltos en la media/mediana, que desaparecen completamente cuando se analiza exclusivamente el periodo comprendido desde 1970 en adelante	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Recomendable incluir únicamente el periodo de registros desde 1979/1980 en adelante	
	1395	Pluvial	1970/1971 - 2014/2015	45	1 desviación acusada de elevada cuantía (2012/2013) y una de baja cuantía (2008/2009). Cierta tendencia ascendente que se suaviza al eliminar del análisis las desviaciones anteriores. No hay presencia de saltos	-	Año 08/09	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	Aceptable sincronismo con la estación 1398	Falta de correlación con la estación 1398 (R ² =0,1)	La doble masa respecto a 1398 no presenta cambios relevantes de tendencia	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	1425	Pluvial	1969/1970 - 2008/2009	40	1 desviación acusada de elevada cuantía (año 57/58). Tendencia ascendente que no desaparece al eliminar la desaviación, ni al quedarnos con los últimos 30-40 años. Al quedarnos con los últimos 25 años pero quitando la desviación no se elimina tampoco la tendencia. Presencia de una salto en la media a partir del año 90.	Los años 1974/1975 y 1975/1976 presentan el mismo valor de caudal máximo anual	-	Indicios de presencia de saltos y tendencias que prácticamente desaparecen al analizar los últimos 30 años de la serie	-	-	Buen sincronismo con la estación 1427 (cuyas cuencas superpuestas comparten una gran proporción del área), a excepción del periodo 75-78, años en los que podría no haberse medido adecuadamente en la estación 1425 (de hecho son los años en los que se repite el mismo valor del caudal)	Pobre correlación con la estación 1427, presentando un coeficiente de correlación de R ² =0.4, que no asciende más que 0.5 al quitar del análisis el periodo 75-78	La doble masa presenta una bajada cualitativa en el periodo 1987-1996 que posteriormente se recupera	Inconsistencia existente entre los datos de las estaciones 1425 y 1427, ya que tratándose de cuencas superpuestas con gran similitud hidrológica, muestran una desviación opuesta respecto a la tendencia global del conjunto de datos. El análisis global de las precipitaciones parece aportar una mayor consistencia a los datos de la estación 1427	Comparativamente con la estación 1427 (cuenca superpuesta con gran similitud hidrológica), arroja una considerable menor calidad en sus datos que conduce a excluir la estación 1425 del Análisis Regional de Frecuencia

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Qmáx. medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTOS	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTUALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios				
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios	DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
C.H. CANTÁBRICO	1215	Nival	1969/1970 - 1970/1971 1972/1973 - 2006/2007 2008/2009 - 2014/2015	44	Sin presencia de saltos ni tendencias.	Los años 1981/1982 y 1982/1983 presentan el mismo valor de caudal máximo anual	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	-	-	-	Desviación relevante por debajo de la curva de tendencia del conjunto de datos, que podría venir justificada por la distribución de precipitaciones y la particular forma de la cuenca	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	1043	Pluvial	1919/1920 1921/1922 - 1925/1926 1927/1928 - 1930/1931 1943/1944 - 1951/1952	19	Dos periodos de registros: 1919-1930 y 1943-1952. Muestra de un cierto salto entre ambos periodos del cual surge una ligera tendencia. Debido a la corta y antigüedad de los registros, resulta incierta su representatividad de la hidrología actual de la cuenca	-	-	Sin indicios significativos contra H ₀ , si bien únicamente se trata de 19 años de registros	-	-	-	-	Desviación relevante por debajo de la curva de tendencia del conjunto de datos, que podría venir justificada por la presencia de una menor cuantía de precipitaciones en su cuenca respecto al promedio de la región	La antigüedad de los datos, unido a su corta longitud de registro, arrojan importantes incertidumbres sobre la representatividad de dichos datos respecto a la hidrología actual de la cuenca. Se descarta incluirla en el Análisis Regional de Frecuencia	
	1080	Pluvial	1952/1953 1954/1955 - 1974/1975 1977/1978 - 2014/2015	60	1 desviación acusada de elevada cuantía (1980/1981). Tendencia ascendente. Analizando los últimos 50 años desaparecen las tendencias	-	-	Indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana que desaparecen completamente al analizar los últimos 50 años de registro	-	-	Buen sincronismo con la estación C9Z1, si bien resulta inconsistente que en la mayoría de los años el caudal en C9Z1 sea menor que el registrado en la estación 1080, estando la primera aguas abajo de la segunda	Baja correlación con la estación C9Z1 (R ² =0.56), teniendo en cuenta que se trata de cuencas superpuestas de área de drenaje muy similar	La doble masa con C9Z1 no muestra cambios de tendencia	Inconsistencias entre los puntos de aforo C9Z1 y 1080, ya que tratándose de cuencas superpuestas de gran similitud hidrológica, presentan desviaciones dispares. Esto podría encontrar su causa en el hecho de que los registros de la primera se acoten al periodo 2000-2015, mientras que los de la segunda lo hagan al periodo 1952-2015.	Recomendable incluir únicamente el periodo de registros desde 1963/1964 en adelante
	1163	Pluvial	1970/1971 - 1975/1976 1977/1978 - 2014/2015	44	1 desviación acusada de elevada cuantía (1992/1993). Tendencia descendente. Sólo analizando del año 93 hacia adelante (22 años) se eliminan las tendencias	-	-	Fuertes indicios relativos a la presencia de tendencias y saltos en la media/mediana. Estos resultados se suavizan al analizar los últimos 30 años de registro, desapareciendo los indicios sobre tendencias y arrojando significancia únicamente en los test Cumulative deviation y Autocorrelation al 1-5% y Student al 5-10%)	-	-	Relativo sincronismo con la estación IB03, presentando desviaciones relevantes en años puntuales (2002/2003, 2005/2006, 2011/2012). Resulta extraño que estando IB03 aguas abajo de 1163, la primera presente ciertos años en los que se registró mayor caudal	Falta de correlación con IB03 (R ² = 0.2) pese a tratarse de cuencas superpuestas de área similar.	La doble masa con IB03 no muestra cambios de tendencia relevantes	Inconsistencia en la desviación relativa mostrada por la cuenca pluvial 1175 frente a la 1163, teniendo en cuenta que la primera, de características geométricas muy similares a la segunda pero con precipitaciones más moderadas, presenta un caudal máximo promedio más elevado. También resulta inconsistente con la estación IB03, ya que tratándose de cuencas superpuestas con una enorme similitud hidrológica, presentan desviaciones dispares.	Los resultados del análisis de calidad arrojan dudas para incluir esta estación en el Análisis Regional de Frecuencia, incluso ciñéndose a los últimos 30 años de datos. No obstante, para el caso de los 30 últimos años de registros, dichos indicios no resultan tan determinantes como para excluir a priori estos años del estudio de frecuencias. Se recomienda por tanto mantener los últimos 30 años y evaluar su influencia sobre los resultados del Análisis Regional de Frecuencias
	1175	Pluvial	1970/1971 - 1998/1999 2000/2001 - 2009/2010	39	3 desviaciones acusadas de elevada cuantía (año 76/77, 80/81 y 82/83) y una de baja cuantía (año 01/02). La presencia de tendencias descendentes no desaparece ni aun quitando las desviaciones. Sólo con los últimos 25 años desaparece la tendencia.	-	Año 01/02	Leves indicios de presencia de tendencias y saltos derivados de algunas desviaciones puntuales	-	-	-	-	-	Inconsistencia en la desviación relativa mostrada por la cuenca pluvial 1175 frente a la 1163, teniendo en cuenta que la primera, de características geométricas muy similares a la segunda pero con precipitaciones más moderadas, presenta un caudal máximo promedio más elevado.	Inexistencia de indicios considerablemente significativos contra la calidad de la serie.

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Qmáx. medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTO	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTUALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios		DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios			
C.H. CANTÁBRICO	1237	65% nival	1995/1996 - 2013/2014	19	1 desviación acusada (año 96/97). Leve tendencia descendente.	Los años 1999/2000 y 2000/2001 presentan el mismo valor de máximo anual.	Año 96/97	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	-	-	-	Inconsistencias entre los puntos de aforo 1237 y 1937, tal y como se ha descrito con anterioridad	El análisis conjunto con la estación 1937 muestra una desviación divergente del caudal máximo promedio respecto al conjunto de datos de la región Cantábrica, pese a tratarse de cuencas superpuestas geográficamente y de área no muy diferente. Si bien esta desviación podría encontrar cierta explicación en base a los diferentes porcentajes de área nival de las dos cuencas, la estación 1237 arroja una mayor fiabilidad al ser más moderna
	1358	Nival	1917/1918, 1920/1921 - 1922/1923 1927/1928 - 1929/1930 1945/1946 - 1962/1963 1965/1966 - 1972/1973 1974/1975 - 2013/2014	73	Dos periodos (1917-1929 y 1945-2013) entre los que aparece un salto entre sus medias. 4 desviaciones acusadas (74/75, 78/79, 08/10 y 12/13) en el segundo periodo. Marcada tendencia ascendente que se mantiene al eliminar las desviaciones del análisis. Analizando los últimos 40 años desaparecen las tendencias.	Los años 1927/1928 y 1929/1930 presentan el mismo valor de máximo anual.	-	Fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana, que se mantienen al analizar exclusivamente el 2º período de registros. No obstante, si se analizan los últimos 50 años de registros, todas los test resultan NO SIGNIFICANTES a excepción de Worsley deviation que presenta significancias entre el 5 y el 10 %	-	-	-	-	-	Desviación relevante por debajo de la curva de tendencia del conjunto de datos, que podría venir justificada por la presencia de una menor cuantía de precipitaciones en su cuenca respecto al promedio de la región. Analizando los últimos 50 años se mantiene el anterior resultado	Recomendable incluir únicamente el periodo de registros desde 1961/1962 en adelante (50 años)
	1295	Nival	1943/1944 - 1956/1957 1958/1959 - 2013/2014	70	Muestra de tendencia ascendente junto con la presencia de un aparente salto en la media entre los periodos 1973/1944-1974/1975 y 1975/1976-2013/2014, mostrando el segundo una mayor dispersión.	-	Año 48/49	Fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana entre los dos semperíodos 1943/1977 y 1978/2013, junto con considerables indicios de falta de aleatoriedad. Si se analizan los últimos 30 ó 40 años desaparecen las tendencias y los saltos pero se mantienen con menor significancia los indicios sobre la falta de aleatoriedad.	-	-	-	-	-	Desviación relevante por encima de la curva de tendencia del conjunto de datos, que parece exagerada incluso teniendo en cuenta la presencia de una mayor cuantía de precipitaciones en su cuenca respecto al promedio de la región. Si se incluyen en el análisis únicamente los últimos 30 ó 40 años la desviación resulta todavía más acusada	Pese a que los indicios de tendencias y saltos que muestra la serie completa desaparecen al analizar los últimos 30 ó 40 años, quedan remanentes los indicios sobre la falta de aleatoriedad y la desviación del Q _{max} promedio respecto al resto de la región. Esta incertidumbre, unida a la presencia de la presa de La Jocica aguas arriba, hace recomendable excluir la estación del Análisis Regional de Frecuencias
	1346	48.2% nival	1913/1914 - 1930/1931 1943/1944 - 1956/1957 1958/1959 - 1966/1967 1969/1970 - 1970/1971	44	Dos periodos de registros (1913-1930 y 1944-1971) entre los que se ve un salto entre sus respectivas medias y una tendencia ascendente asociada. Analizando el 2º periodo exclusivamente aparece entonces una leve tendencia descendente.	Se repite el mismo valor de máximo en los años 1957/1958 y 1958/1959	-	Considerables indicios de tendencias y saltos en la media/mediana, que desaparecen al analizar exclusivamente el 2º periodo comprendido entre 1943/1944-1970/1971 (25 años de registros). No obstante, la antigüedad de ese 2º periodo arroja dudas acerca de la representatividad de la hidrología actual de la cuenca	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos, para la serie completa y en el caso de analizar sólo los últimos 25 años	Incertidumbre asociada al hecho de tratarse de registros antiguos bajo los cuales se muestran tendencias significativas. Se recomienda no incluirla en el Análisis Regional de Frecuencia
	1106	Pluvial	1969/1970 - 2013/2014	42	Cierta tendencia descendente	-	-	Falta de indicios sólidos contra H ₀ . Únicamente surgen significancias débiles en algunas pruebas puntuales	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	1109	Pluvial	1970/1971 - 1972/1973 1978/1979 - 2006/2007	32	Leve tendencia descendente. Gráficamente, se aprecia débilmente el posible salto en el orden de magnitud de los registros antes y después de la construcción de la presa de Ibañeder en 1991	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Aceptable calidad/representatividad de sus datos

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Qmáx. medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTO	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTUALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios				
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios	DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
C.H. CANTÁBRICO	1107	Pluvial	1970/1971 - 1989/1990 1992/1993 - 2006/2007	35	1 desviación acusada de elevada cuantía (año 06/07). Al eliminar del análisis la desviación desaparece la tendencia ascendente.	-	Año 06/07	Sin indicios significativos contra H ₀ , teniendo en cuenta que si se elimina del análisis el outlier desaparecen también las significancias del test de Worsley deviation que era el único que arrojaba cierta significancia contra H ₀	-	-	Buen sincronismo en los 8 años comunes con la estación E1W1, excepto el año 06/07 que se dispara el valor en esta estación (de hecho, resulta un outlier)	Buena correlación con E1W1 si no se incluye en el análisis el outlier (R ² = 0.89)	La doble masa muestra un cambio de tendencia en 06/07, año cuyo caudal máximo resulta un outlier	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Recomendable excluir del análisis el outlier
	1141	Pluvial	1970/1971 - 1981/1982 1984/1985 1986/1987 - 2005/2006	33	Dos periodos de registros (1970-1981 y 1984-2005) que muestran un aparente salto entre sus medias. Analizando el 2º periodo por separado aparece una tendencia descendente que no desaparece al eliminar del análisis las 2 desviaciones acusadas (89/90 y 92/93).	-	-	Considerables indicios de saltos, tendencias y falta de independencia de los datos, que se mantienen al analizar únicamente el 2º periodo de registros	-	-	-	-	Desviación relevante por encima de la curva de tendencia del conjunto de datos, que podría estar influenciada por la distribución de precipitaciones y la particular forma de la cuenca	Los malos resultados obtenidos los test de hipótesis, unido a la inconsistencia mostrada en las relaciones Qmax promedio - Área de cuenca conducen a recomendar excluir esta estación del Análisis Regional de Frecuencia	
	1103	Pluvial	1969/1970 - 1980/1981 1982/1983 - 1998/1999 2000/2001 - 2002/2003	32	1 desviación acusada (año 82/83). Tendencia descendente acusada que no desaparece al quitar la desviación. Al analizar un menor número de años no desaparecen las tendencias	-	-	Muy fuertes indicios relativos a la presencia de tendencias, saltos y falta de independencia de los datos de la serie	-	-	Los 5 años en los que coinciden los registros con A3Z1 presentan un buen sincronismo	-	-	Inconsistente con la estación A3Z1, ya que tratándose de cuencas superpuestas con una enorme similitud hidrológica presentan desviaciones dispares. Una posible causa de ello sería el corto periodo de registro de A3Z1	Los malos resultados obtenidos los test de hipótesis, unido a la inconsistencia mostrada en las relaciones Qmax promedio - Área de cuenca conducen a recomendar excluir esta estación del Análisis Regional de Frecuencia
	1034	40.4% nival	1912/1913 - 1930/1931	19	1 desviación acusada (año 1913/1914). Tendencia descendente que no desaparece al quitar la desviación	-	Año 13/14	Ciertos indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Periodo antiguo de registros, de corta longitud e indicios de tendencias, que hacen recomendable excluir esta estación del Análisis Regional de Frecuencia
	1186	Pluvial	1970/1971 - 2004/2005 2006/2007 - 2014/2015	44	Presencia de tendencia descendente.	Los años 1983/1984, 1984/1985 y 1985/1986 presentan el mismo valor de máximo anual, así como los años 1995/1996 y 1996/1997.	-	Fuertes indicios de saltos en la media/mediana y falta de independencia de los datos, que desaparecen al analizar los últimos 28 años (eliminando desde los tres años en los que se repite el mismo valor del caudal máximo anual hacia atrás)	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos, aun en el caso de analizar sólo los últimos 28 años	Recomendable incluir únicamente el periodo de registros desde 1986/1987 en adelante
	1937	74.4% nival	1970/1971 - 1992/1993	23	1 desviación acusada de elevada cuantía (año 72/73). Leve tendencia descendente que desaparece al quitar del análisis la desviación	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	-	-	-	-	Inconsistencias entre 1237 y 1937, ya que tratándose de cuencas superpuestas, de área similar, en las que la mayor cuantía de precipitación media afecta a la 1237, esta última muestra una desviación por debajo de la curva de tendencia mientras que la 1937 se desvía por encima. El hecho de que 1937 tenga mayor porcentaje nival podría estar influyendo en la anterior particularidad. Los correspondientes registros de estas dos estaciones corresponden a periodos distintos (70-91 para la 1937 y 94-2015 para la 1237)

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Qmáx. medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTO	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTUALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios				
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios	DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
DIPUTACIÓN FORAL DE VIZCAYA	AR01	Pluvial	1995/1996 - 2011/2012	17	Sin saltos ni tendencias claras.	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	IB01	Pluvial	2000/2001 - 2011/2012	12	Sin saltos ni tendencias claras	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	La corta longitud de los registros aporta una importante incertidumbre sobre la representatividad de los datos, lo cual conduce a descartar esta estación del Análisis Regional de Frecuencia teniendo en cuenta además que existen en la zona bastantes estaciones de aforo con información aprovechable.
	IB03	Pluvial	1998/1999 - 2011/2012	14	Tendencia ascendente, que podría derivarse simplemente de la aleatoriedad de la corta extensión de los registros	-	-	Fuertes indicios de presencia de tendencias, saltos en la media/mediana y falta de independencia de los datos	-	-	Relativo sincronismo con la estación IB03, presentando desviaciones relevantes en años puntuales (2002/2003, 2005/2006, 2011/2012). Resulta extraño que estando IB03 aguas abajo de 1103, la primera presente ciertos años en los que se registró mayor caudal	Falta de correlación con IB03 (R ² = 0.2) pese a tratarse de cuencas superpuestas de área similar. No obstante, son pocos años en los que se puede comparar (14 años)	La doble masa con IB03 no muestra cambios de tendencia relevantes	Inconsistente con la estación 1163, ya que tratándose de cuencas superpuestas con una enorme similitud hidrológica presentan desviaciones dispares. Una posible causa de ello sería el corto periodo de registros de IB03	Serie de registros de corta longitud, con malos resultados en su análisis de calidad e inconsistencia respecto a la estación 1163. Calidad insuficiente para ser incluida en el Análisis Regional de Frecuencias
	IB11	Pluvial	1996/1997 - 2001/2002 2003/2004 - 2011/2012	15	Tendencia ascendente, que podría derivarse simplemente de la aleatoriedad de la corta extensión de los registros	-	-	Fuertes indicios de falta de independencia de los datos	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Serie de registros de corta longitud con malos resultados en su análisis de calidad. Calidad insuficiente para ser incluida en el Análisis Regional de Frecuencias
	IB21	Pluvial	1995/1996 1997/1998 1999/2000 - 2011/2012	15	Sin saltos ni tendencias claras	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Aceptable calidad/representatividad de sus datos

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Qmáx. medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTOS	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTUALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios				
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios	DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
DIPUTACIÓN FORAL DE VIZCAYA	IB32	Pluvial	1995/1996 - 2011/2012	17	1 desviación acusada de baja cuantía (año 99/00) Tendencia descendente que persiste al eliminar del análisis la desviación	-	Año 99/00	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Si bien los análisis de calidad no arrojan malos resultados, queda remanente la duda asociada a que la presencia aguas arriba de la presa de Undurraga esté afectando a su régimen natural. A priori no se descarta la estación, si bien se habrá de prestar especial atención a la influencia que provoca sobre los resultados del Análisis Regional de Frecuencias.
	LE01	Pluvial	1995/1996 - 2011/2012	17	Sin saltos ni tendencias claras	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	LE02	Pluvial	1995/1996 - 1996/1997 1998/1999 - 2008/2009 2010/2011 - 2011/2012	15	Sin saltos ni tendencias claras	-	Año 11/12	Ciertos indicios de falta de independencia de los datos, que empeora incluso si se elimina del análisis el outlier, apareciendo además indicios de tendencias	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Serie de registros de corta longitud (uno de ellos resulta además ser un outlier) y malos resultados en su análisis de calidad que conduce a excluir esta estación del Análisis Regional de Frecuencias
	LE11	Pluvial	1995/1996 - 2011/2012	17	Sin saltos ni tendencias claras	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	NB01	Pluvial	1995/1996 - 2011/2012	17	Sin saltos ni tendencias claras	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	Pobre sincronismo con la estación NB02	Falta total de correlación con la estación NB02, incluso excluyendo del análisis del año 2006 en adelante, fecha de construcción de la presa de Maroño susceptible de afectar a NB02	La doble masa no muestra una tendencia claramente marcada incluso para años anteriores a 2006. En ese año 2006 se observa un anomalía en la doble masa	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Aceptable calidad/representatividad de sus datos

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Qmáx. medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTOS	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTUALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios				
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios	DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
DIPUTACIÓN FORAL DE VIZCAYA	NB12	Pluvial	1996/1997 - 2011/2012	16	Sin saltos ni tendencias claras	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	NB05	Pluvial	1995/1996 - 2011/2012	17	Sin saltos ni tendencias.	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	-	-	-	Desviación relevante por debajo de la curva de tendencia general del conjunto de datos, si bien podría venir justificada por una menor precipitación de la zona	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	NB04	Pluvial	1995/1996 - 2011/2012	17	Sin saltos ni tendencias. No se diferencia salto en el orden de magnitud de los registros antes y después de 2006, año en el que se construyó la presa de Maroño	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	-	-	-	Desviación relevante por debajo de la curva de tendencia general del conjunto de datos, si bien podría venir justificada por una menor precipitación de la zona	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	NB02	Pluvial	1995/1996 - 2011/2012	17	Leve tendencia ascendente. No se diferencia salto en el orden de magnitud de los registros antes y después de 2006, año en el que se construyó la presa de Maroño	-	-	Sin indicios significativos contra las hipótesis H ₀	-	-	Sincronismo durante el periodo comprendido hasta el año 2006 (fecha de construcción de la presa de Maroño), a excepción de los años 2000 y 2004 en los que el valor del caudal máximo anual resulta mayor en la estación NB01 que en la NB02 pese a encontrarse esta última aguas abajo de la primera. Tras el año 2006 se pierde el sincronismo	Falta total de correlación con la estación NB01, incluso excluyendo del análisis desde el año 2006 en adelante, fecha de construcción de la presa de Maroño	La doble masa no muestra una tendencia claramente marcada incluso para años anteriores a 2006. En ese año 2006, fecha de construcción de la presa de Maroño, se observa una anomalía relevante en la relación de doble masa	Desviación relevante por debajo de la curva de tendencia general del conjunto de datos, si bien podría venir justificada por una menor precipitación de la zona	La falta de consistencia de los resultados del análisis de calidad respecto a la estación NB01, unido a la presencia desde el año 2006 de la presa de Maroño aguas arriba de la estación, arrojan importantes incertidumbres sobre la fiabilidad de esta serie de datos. Así pues, teniendo en cuenta la gran densidad de estaciones de aforo con datos fiables en esta zona, se recomienda no incluir la estación NB02 en el Análisis Regional de Frecuencia
	OK01	Pluvial	1995/1996 - 2007/2008 2009/2010 - 2010/2011	15	Sin saltos ni tendencias claras	-	-	Indicios de falta de independencia de los datos	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Serie de registros de corta longitud con resultados del análisis de calidad arrojando cierta incertidumbre. Calidad insuficiente para ser incluida en el Análisis Regional de Frecuencias

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Qmáx. medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTO	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTUALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios				
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios	DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
DIPUTACIÓN FORAL DE GUIPUZCOA	E1W1	Pluvial	1998/1999 - 2005/2006 2007/2008 - 2014/2015	16	Tendencia ascendente que podría venir derivada de la simple aleatoriedad de una serie de reducida extensión. Prácticamente todas las estaciones de Guipúzcoa con registros de menos de los últimos 24 años presentan esa misma tendencia	-	Año 11/12	Ciertos indicios sobre la presencia de tendencias y saltos en la media/mediana. Si se elimina del análisis el outlier, se suaviza el grado de significancia de todos los test, excepto Turning point y Rank difference que entonces arrojan grados de significancias entre el 1 y 5 %	-	-	Buen sincronismo en los 8 años comunes con la estación 1107, excepto el año 06/07 que se dispara el valor en 1107	Buena correlación con 1107 si no se tiene en cuenta el outlier del año 06/07 de dicha estación (R ² = 0.89)	La doble masa muestra un cambio de tendencia en el año 2006/2007, año cuyo caudal máximo de 1107 resulta un outlier	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Serie de registros de corta longitud con presencia de tendencias que aparecen asimismo en otras estaciones cercanas de Guipúzcoa, quizá debido a la mera correlación espacial entre ellas. Calidad insuficiente para ser incluida en el Análisis Regional de Frecuencias
	C9Z1	Pluvial	2000/2001 - 2014/2015	15	Tendencia ascendente que podría venir derivada de la simple aleatoriedad de una serie de reducida extensión. Prácticamente todas las estaciones de Guipúzcoa con registros de menos de los últimos 24 años presentan esa misma tendencia	-	Año 11/12	Relevantes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana	-	-	Buen sincronismo con la estación 1080. No obstante, estando dicha estación aguas abajo de C9Z1 sus valores presentan una mayor cuantía de caudal en casi todos los años. Podría estar ocurriendo que la corta longitud de los registros de C9Z1 derivara en una curva de gasto más imprecisa	No muy alta correlación con la estación 1080 (R ² =0.56)	La doble masa con 1080 no muestra cambios de tendencia	Inconsistencias entre los puntos de aforo C9Z1 y 1080, ya que tratándose de cuencas superpuestas de gran similitud hidrológica, presentan desviaciones dispares. Esto podría encontrar su causa en el hecho de que los registros de la primera se acoten al periodo 2000-2015, mientras que los de la segunda lo hagan al periodo 1952-2015.	Serie de registros de corta longitud con presencia de tendencias que aparecen asimismo en otras estaciones cercanas de Guipúzcoa, quizá debido a la mera correlación espacial entre ellas. Calidad insuficiente para ser incluida en el Análisis Regional de Frecuencias
	A3Z1	Pluvial	1995/1996 - 2014/2015	20	Tendencia ascendente que podría venir derivada de la simple aleatoriedad de una serie de reducida extensión. Prácticamente todas las estaciones de Guipúzcoa con registros de menos de los últimos 24 años presentan esa misma tendencia	-	-	Muy fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana	-	-	Los 5 años en los que coinciden los registros con 1103 presentan un buen sincronismo	-	-	Incoisistente con la estación 1103, ya que tratándose de cuencas superpuestas con una enorme similitud hidrológica presentan desviaciones dispares. Una posible causa de ello sería el corto periodo de registro de A3Z1	Serie de registros de corta longitud con presencia de tendencias que aparecen asimismo en otras estaciones cercanas de Guipúzcoa, quizá debido a la mera correlación espacial entre ellas. Además, no es descartable que las presas de Aizola y Urkulu pudieran alterar el régimen natural de la cuenca de cierre de esta estación. Calidad insuficiente para ser incluida en el Análisis de Frecuencia
	C8Z1	Pluvial	1995/1996 - 2014/2015	20	Serie de registros de corta longitud con presencia de tendencias que aparecen asimismo en otras estaciones cercanas de Guipúzcoa, quizá debido a la mera correlación espacial entre ellas.	-	-	Muy fuertes indicios de presencia de tendencias y ciertos indicios de saltos en la media/mediana	-	-	-	-	-	Desviación relevante por encima de la curva de tendencia del conjunto de datos, que podría venir justificada por la distribución de precipitaciones en la zona	Serie de registros de corta longitud con presencia de tendencias que aparecen asimismo en otras estaciones cercanas de Guipúzcoa, quizá debido a la mera correlación espacial entre ellas. Calidad insuficiente para ser incluida en el Análisis de Frecuencia
	A2Z1	Pluvial	1986/1987 - 2014/2015	29	Sin saltos ni presencia de tendencias.	-	-	Sin indicios significativos contra H ₀	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	C7Z1	Pluvial	1991/1992 - 2014/2015	24	Sin saltos ni presencia de tendencias claras.	-	-	Sin indicios significativos contra H ₀	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	A1Z2	Pluvial	1989/1990 - 2001/2002 2003/2004 - 2014/2015	25	Sin saltos ni presencia de tendencias suficientemente claras.	-	-	Sin indicios significativos contra H ₀	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Aceptable calidad/representatividad de sus datos
	B1Z1	Pluvial	1999/2000 - 2014/2015	16	Tendencia ascendente que podría venir derivada de la simple aleatoriedad de una serie de reducida extensión. Prácticamente todas las estaciones de Guipúzcoa con registros de menos de los últimos 24 años presentan esa misma tendencia	-	-	Muy fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Serie de registros de corta longitud con presencia de tendencias que aparecen asimismo en otras estaciones cercanas de Guipúzcoa, quizá debido a la mera correlación espacial entre ellas. Adicionalmente, las presas de Urtatza y Barrendiola podrían estar desvirtuando el régimen natural de la cuenca de cierre de esta estación Calidad insuficiente para ser incluida en el Análisis de Frecuencia

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Qmáx. medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTOS	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTUALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios		DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios			
DIPUTACIÓN FORAL DE GUIPUZCOA	C1W3	Pluvial	1998/1999 - 2013/2014	16	Tendencia ascendente que podría venir derivada de la simple aleatoriedad de una serie de reducida extensión. Prácticamente todas las estaciones de Guipúzcoa con registros de menos de los últimos 24 años presentan esa misma tendencia	-	-	Muy fuertes indicios de presencia de tendencias y ciertos indicios de saltos en la media/mediana	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Serie de registros de corta longitud con presencia de tendencias que aparecen asimismo en otras estaciones cercanas de Guipúzcoa, quizá debido a la mera correlación espacial entre ellas. Calidad insuficiente para ser incluida en el Análisis Regional de Frecuencias
	C2Z1	Pluvial	1988/1989 - 2014/2015	27	Tendencia ascendente marcada	-	-	Fuertes indicios de presencia de tendencias, saltos en la media/mediana y falta de independencia de los datos	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Los malos resultados obtenidos en los análisis de calidad realizados conducen a recomendar excluir esta estación del Análisis Regional de Frecuencia
	C5Z1	Pluvial	1994/1995 - 2014/2015	21	Tendencia ascendente bastante marcada	-	-	Fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana	-	-	-	-	-	Desviación relevante por debajo de la curva de tendencia del conjunto de datos, que podría venir justificada por la distribución de precipitaciones	Las fuertes tendencias y saltos en la media/mediana del análisis de calidad realizados conducen a recomendar excluir esta estación del Análisis Regional de Frecuencias
	A1Z1	Pluvial	1995/1996 - 2014/2015	20	Tendencia ascendente levemente marcada	-	-	Cierta significancia de tendencias y posibles saltos en la media/mediana	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Ciertos indicios de tendencias y saltos en la media/mediana que conducen a no recomendar incluir la estación A1Z1 en el Análisis Regional de Frecuencias, teniendo en cuenta la gran densidad de estaciones de aforo con datos fiables en esta zona
	B1W1	Pluvial	1990/1991 - 2013/2014	24	Cierta tendencia ascendente	-	-	Fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Los malos resultados obtenidos en los análisis de calidad realizados conducen a recomendar excluir esta estación del Análisis Regional de Frecuencias
	A1Z3	Pluvial	1989/1990 - 2003/2004 2005/2006 - 2014/2015	25	Sin tendencias claras.	-	-	Sin indicios significativos contra H ₀	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Aceptable calidad/representatividad de sus datos

Anexo 2. Matriz de evaluación del análisis de calidad de datos

ORGANISMO	CÓDIGO	TIPOLOGÍA DE CUENCA	PERIODO DE REGISTROS	NÚMERO DE AÑOS DE REGISTRO	ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS (AED)		PRUEBA DE OUTLIERS	TEST ESTADÍSTICOS Caudales medios diarios	BALANCE DE MASAS	ANÁLISIS COMPARATIVO ENTRE ESTACIONES Y PRESAS CERCANAS				RELACIÓN Qmáx. medio diario vs Área de Cuenca	CONCLUSIONES
					ANÁLISIS DE APARENTES TENDENCIAS Y SALTOS	DETECCIÓN DE ANOMALÍAS PUNTUALES EN LAS SERIES DE DATOS				SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	RELACIÓN Caudales máximos medios diarios		DOBLE MASA Caudales máximos medios diarios		
											SINCRONISMO Caudales máximos medios diarios	CORRELACIÓN Caudales máximos medios diarios			
COMUNIDAD FORAL DE NAVARRA	AN941	Pluvial	1984/1985 - 2015/2016	32	Tendencia ascendente. Al dividir la serie en dos periodos de igual longitud, el primero no muestra tendencias y el segundo es el que muestra una marcada tendencia ascendente.	-	-	Relevantes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Tendencia ascendente y saltos en la media/mediana claramente marcados por el AED, que son corroborados por la pruebas de hipótesis estadísticas. Debido a esto se excluye del Análisis Regional de Frecuencias.
	AN943	Pluvial	2000/2001 - 2014/2015	15	Tendencia ascendente bastante marcada.	-	-	Muy fuertes indicios de presencia de tendencias y ciertos indicios de saltos en la media/mediana	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Los malos resultados obtenidos en los análisis de calidad realizados conducen a recomendar excluir esta estación del Análisis Regional de Frecuencia, teniendo en cuenta su corta longitud de registros y que la estación AN941 a priori será mantenida para representar esta zona más oriental del área en estudio
	AN942	Pluvial	1995/1996 - 2014/2015	20	Tendencia ascendente muy marcada	-	-	Muy fuertes indicios de presencia de tendencias y saltos en la media/mediana	-	-	-	-	-	Consistente con la tendencia general del conjunto de datos	Los malos resultados obtenidos en los análisis de calidad realizados conducen a recomendar excluir esta estación del Análisis Regional de Frecuencia, teniendo en cuenta su corta longitud de registros y que la estación AN941 a priori será mantenida para representar esta zona más oriental del área en estudio

**ANEXO 3. PRINCIPALES RESULTADOS ASOCIADOS A LOS MODELOS
DE REGRESIÓN LINEAL ENTRE PARES DE REGISTROS Q_{mi} - Q_{md}**

Código estación	Nº de registros de Q_{mi} respecto a los de Q_{md}	Tipo de cuenca	Coef. R^2	$K_{observado}$	Límite inferior k al 95 % de confianza	Límite superior k al 95 % de confianza	Porcentaje de incertidumbre al 95% de confianza asociado al valor $K_{observado}$
Portodemouros	14 de 26 Q_{md}	pluvial	0.91	1.52	1.39	1.64	17.0
Tambre	15 de 26 Q_{md}	pluvial	0.99	1.11	1.07	1.14	6.4
1920	13 de 39 Q_{md}	pluvial	0.96	1.16	1.10	1.23	11.6
1431	16 de 23 Q_{md}	pluvial	0.83	2.49	2.10	2.89	31.8
1433	28 de 41 Q_{md}	pluvial	0.58	1.57	1.39	1.75	22.7
1438	16 de 36 Q_{md}	pluvial	0.48	1.61	1.37	1.84	29.1
1443	15 de 24 Q_{md}	pluvial	0.86	1.74	1.53	1.96	24.7
1446	27 de 36 Q_{md}	pluvial	0.92	1.56	1.45	1.66	13.6
1464	21 de 40 Q_{md}	pluvial	0.79	1.47	1.34	1.60	17.7
1485	22 de 39 Q_{md}	pluvial	0.88	1.13	1.08	1.18	8.7
1542	9 de 24 Q_{md}	pluvial	0.81	1.85	1.59	2.11	28.1
1544	9 de 24 Q_{md}	pluvial	0.97	1.90	1.72	2.08	18.5
1552	6 de 23 Q_{md}	pluvial	0.83	1.80	1.40	2.20	44.1
1564	4 de 27 Q_{md}	pluvial	0.6	1.54	1.39	1.69	19.7
1440	6 de 14 Q_{md}	pluvial	0.32	2.27	0.63	3.91	144.4
1594	6 de 6 Q_{md}	pluvial	-3.36	1.26	0.84	1.68	66.3
1441	6 de 6 Q_{md}	pluvial	-0.82	1.40	1.20	1.61	29.1
1445	6 de 6 Q_{md}	pluvial	0.97	1.61	1.48	1.74	16.4
1449	6 de 6 Q_{md}	pluvial	0.94	1.72	1.55	1.89	20.0
1469	6 de 6 Q_{md}	pluvial	0.88	1.61	1.37	1.86	30.8
1483	6 de 6 Q_{md}	pluvial	0.98	1.09	1.04	1.15	9.6
1497	6 de 6 Q_{md}	pluvial	-2.70	1.15	0.97	1.34	31.5
1506	6 de 6 Q_{md}	pluvial	0.52	2.04	1.57	2.50	45.7
1510	6 de 6 Q_{md}	pluvial	0.79	3.23	2.49	3.97	45.9
1512	6 de 6 Q_{md}	pluvial	0.83	1.20	1.11	1.29	14.9
1520	8 de 11 Q_{md}	pluvial	0.91	1.17	1.05	1.29	20.6
1525	6 de 6 Q_{md}	pluvial	0.55	1.66	1.23	2.09	51.7
1528	6 de 6 Q_{md}	pluvial	0.53	2.11	1.32	2.89	74.7
1540	6 de 10 Q_{md}	pluvial	0.93	1.89	1.56	2.23	35.6
1546	6 de 6 Q_{md}	pluvial	0.88	1.86	1.54	2.18	34.7
1585	6 de 6 Q_{md}	pluvial	-0.54	1.50	1.19	1.81	41.0
1593	6 de 6 Q_{md}	pluvial	-0.91	3.72	1.98	5.45	93.6
1595	6 de 6 Q_{md}	pluvial	-3.55	2.85	0.69	5.01	151.4
Albarellos	15 de 26 Q_{md}	pluvial	0.76	1.61	1.43	1.80	22.9
Belesar	14 de 26 Q_{md}	pluvial	0.89	1.22	1.13	1.32	16.0
Salas	13 de 26 Q_{md}	pluvial	0.79	1.69	1.43	1.95	30.4
Conchas	15 de 26 Q_{md}	pluvial	0.97	1.22	1.16	1.29	11.3
1617	33 de 40 Q_{md}	pluvial	0.63	1.52	1.36	1.69	21.9
1619	42 de 45 Q_{md}	pluvial	0.88	1.29	1.24	1.35	8.8
1626	38 de 39 Q_{md}	pluvial	0.86	1.65	1.51	1.80	17.4
1645	9 de 45 Q_{md}	pluvial	0.57	2.17	1.63	2.73	50.4
1647	12 de 14 Q_{md}	pluvial	0.97	1.09	1.03	1.16	11.9
1805	8 de 30 Q_{md}	pluvial	0.99	1.10	1.07	1.13	5.6
1724	39 de 42 Q_{md}	nival	0.78	1.39	1.28	1.52	17.6

Código estación	Nº de registros de Q_{mi} respecto a los de Q_{md}	Tipo de cuenca	Coef. R^2	$K_{observado}$	Límite inferior k al 95 % de confianza	Límite superior k al 95 % de confianza	Porcentaje de incertidumbre al 95% de confianza asociado al valor $K_{observado}$
1603	7 de 7 Q_{md}	pluvial	0.06	1.50	0.82	2.19	91.6
1605	7 de 7 Q_{md}	pluvial	0.97	1.10	1.03	1.17	12.6
1620	7 de 7 Q_{md}	pluvial	0.79	1.42	1.12	1.73	42.3
1622	6 de 6 Q_{md}	pluvial	0.97	1.07	1.02	1.13	10.2
1624	7 de 7 Q_{md}	pluvial	0.84	1.63	1.21	2.06	52.1
1625	6 de 6 Q_{md}	pluvial	0.61	1.57	0.95	2.21	80.1
1628	6 de 6 Q_{md}	pluvial	0.86	1.44	1.17	1.71	36.9
1638	7 de 7 Q_{md}	pluvial	0.98	1.89	1.74	2.04	15.9
1644	6 de 6 Q_{md}	pluvial	-2.139	1.50	1.04	1.97	61.5
1646	5 de 6 Q_{md}	pluvial	0.17	2.44	0.83	4.06	132.1
1659	7 de 7 Q_{md}	pluvial	0.97	1.36	1.24	1.48	17.9
1763	7 de 7 Q_{md}	pluvial	0.69	1.62	1.28	1.98	42.7
1806	6 de 6 Q_{md}	pluvial	0.92	1.81	1.49	2.14	36.1
1809	5 de 5 Q_{md}	pluvial	-1.008	2.57	0.68	4.46	147.3
1822	3 de 3 Q_{md}	pluvial	0.77	1.30	0.86	1.76	68.2
1823	3 de 3 Q_{md}	pluvial	0.958	1.23	0.93	1.55	50.1
1824	3 de 3 Q_{md}	pluvial	0.98	2.49	1.90	3.09	47.7
1829	3 de 3 Q_{md}	pluvial	0.96	1.92	1.19	2.65	76.3
1831	3 de 3 Q_{md}	pluvial	0.99	1.31	1.23	1.40	13.4
1833	3 de 3 Q_{md}	pluvial	-7.17	1.13	0.94	1.33	34.4
1834	3 de 3 Q_{md}	pluvial	0.02	1.33	0.72	1.95	92.1
1722	14 de 14 Q_{md}	nival	0.82	1.61	1.41	1.82	25.8
1723	7 de 7 Q_{md}	nival	0.878	1.47	1.25	1.71	31.0
1715	7 de 7 Q_{md}	nival	0.92	1.46	1.29	1.64	24.4
1725	5 de 5 Q_{md}	nival	0.84	1.28	1.09	1.48	30.0
1726	7 de 7 Q_{md}	nival	0.86	1.36	1.12	1.60	35.0
1729	6 de 6 Q_{md}	nival	0.657	1.41	1.04	1.79	52.8
1742	6 de 6 Q_{md}	nival	0.308	1.86	1.21	2.51	69.7
1753	7 de 7 Q_{md}	nival	0.89	1.23	1.07	1.39	26.3
1836	3 de 3 Q_{md}	nival	0.956	2.83	1.70	3.97	80.2
1734	32 de 33 Q_{md}	nival	0.94	1.38	1.31	1.45	9.9
1720	6 de 6 Q_{md}	pluvial	0.95	1.30	1.18	1.42	18.6
1721	7 de 7 Q_{md}	mixta	0.9	1.39	1.20	1.59	28.0
1727	33 de 41 Q_{md}	mixta	0.82	1.45	1.34	1.56	14.9
1430	6 de 6 Q_{md}	pluvial	0.98	2.25	2.00	2.50	22.3
1427	46 de 72 Q_{md}	pluvial	0.81	1.62	1.49	1.75	16.3
1414	35 de 36 Q_{md}	pluvial	0.94	1.52	1.44	1.60	9.9
1285	25 de 28 Q_{md}	pluvial	0.72	1.91	1.72	2.11	20.1
1294	3 de 3 Q_{md}	pluvial	-0.04	2.08	-0.29	4.46	227.9
1302	32 de 40 Q_{md}	pluvial	0.86	1.60	1.51	1.68	10.7
1343	24 de 25 Q_{md}	pluvial	0.80	1.65	1.49	1.81	19.6
1395	43 de 45 Q_{md}	pluvial	0.84	1.81	1.67	1.94	15.2
1426	4 de 4 Q_{md}	pluvial	0.86	1.57	1.00	2.15	72.6

Código estación	Nº de registros de Q_{mi} respecto a los de Q_{md}	Tipo de cuenca	Coef. R^2	$K_{observado}$	Límite inferior k al 95 % de confianza	Límite superior k al 95 % de confianza	Porcentaje de incertidumbre al 95% de confianza asociado al valor $K_{observado}$
1424	7 de 7 Q_{md}	pluvial	0.71	2.08	1.24	2.91	80.5
1378	28 de 36 Q_{md}	pluvial	0.68	1.46	1.35	1.57	15.1
1080	39 de 50 Q_{md}	pluvial	0.49	1.51	1.37	1.65	18.0
1163	16 de 30 Q_{md}	pluvial	0.42	2.12	1.78	2.46	31.9
1107	31 de 34 Q_{md}	pluvial	0.57	2.41	2.10	2.71	25.7
1186	7 de 28 Q_{md}	pluvial	0.64	1.94	1.48	2.40	47.6
1106	36 de 42 Q_{md}	pluvial	0.74	1.37	1.28	1.45	15.8
1105	5 de 6 Q_{md}	pluvial	0.79	1.52	1.22	1.82	39.6
1109	25 de 32 Q_{md}	pluvial	0.46	1.72	1.51	1.94	25.1
A122	25 de 25 Q_{md}	pluvial	0.44	1.68	1.43	1.93	29.7
C721	24 de 24 Q_{md}	pluvial	0.66	1.91	1.67	2.16	26.1
1404	23 de 43 Q_{md}	nival	0.93	1.39	1.33	1.46	9.7
1402	21 de 20 Q_{md}	nival	0.82	1.52	1.39	1.65	17.2
1353	26 de 40 Q_{md}	nival	0.82	1.54	1.42	1.65	15.0
1264	20 de 21 Q_{md}	nival	0.58	1.67	1.36	1.97	36.8
1265	20 de 20 Q_{md}	nival	0.76	1.44	1.26	1.62	25.1
1268	40 de 45 Q_{md}	nival	0.76	1.73	1.60	1.85	14.8
1363	23 de 28 Q_{md}	nival	0.97	1.37	1.33	1.42	7.0
1365	32 de 42 Q_{md}	nival	0.91	1.42	1.34	1.51	12.0
1293	5 de 5 Q_{md}	nival	0.70	1.92	1.27	2.58	68.3
1358	36 de 50 Q_{md}	nival	0.84	1.40	1.31	1.49	12.6
1196	36 de 46 Q_{md}	nival	0.74	1.74	1.62	1.86	13.9
1215	33 de 44 Q_{md}	nival	0.29	1.84	1.66	2.02	19.5
1369	11 de 36 Q_{md}	mixta	0.94	1.42	1.29	1.55	17.9
AR01	17 de 17 Q_{md}	pluvial	0.38	2.85	2.22	3.48	44.3
IB21	15 de 15 Q_{md}	pluvial	0.61	2.26	1.83	2.69	38.0
LE01	17 de 17 Q_{md}	pluvial	0.74	2.12	1.89	2.36	22.5
LE11	17 de 17 Q_{md}	pluvial	0.71	2.54	2.23	2.85	24.4
NB01	17 de 17 Q_{md}	pluvial	0.77	1.71	1.55	1.86	18.3
NB12	16 de 16 Q_{md}	pluvial	0.65	2.04	1.73	2.36	30.8
AG01	7 de 7 Q_{md}	pluvial	0.64	1.88	1.59	2.16	30.7
BA01	8 de 8 Q_{md}	pluvial	0.77	1.83	1.58	2.08	27.3
KD12	12 de 12 Q_{md}	pluvial	0.66	1.92	1.63	2.21	30.3
NB13	8 de 8 Q_{md}	pluvial	0.70	2.09	1.63	2.54	43.6
NB04	17 de 17 Q_{md}	pluvial	0.83	1.67	1.53	1.82	17.5
NB05	17 de 17 Q_{md}	pluvial	0.78	1.64	1.50	1.78	16.7
AS01	8 de 8 Q_{md}	pluvial	0.49	2.07	1.58	2.56	47.5
AR02	12 de 12 Q_{md}	pluvial	0.85	2.19	1.96	2.42	21.2
B123	13 de 13 Q_{md}	pluvial	0.49	1.62	1.43	1.82	23.7
C622	4 de 4 Q_{md}	pluvial	0.79	1.54	1.08	2.01	60.2
A221	29 de 29 Q_{md}	pluvial	0.00	2.64	1.94	3.35	53.1
A123	25 de 25 Q_{md}	pluvial	0.05	1.92	1.56	2.29	37.9

Código estación	Nº de registros de Q_{mi} respecto a los de Q_{md}	Tipo de cuenca	Coef. R^2	$K_{observado}$	Límite inferior k al 95 % de confianza	Límite superior k al 95 % de confianza	Porcentaje de incertidumbre al 95% de confianza asociado al valor $K_{observado}$
A122	25 de 25 Q_{md}	pluvial	0.44	1.68	1.43	1.93	29.7
C721	24 de 24 Q_{md}	pluvial	0.66	1.91	1.67	2.16	26.1
1404	23 de 43 Q_{md}	nival	0.93	1.39	1.33	1.46	9.7
1402	21 de 20 Q_{md}	nival	0.82	1.52	1.39	1.65	17.2
1353	26 de 40 Q_{md}	nival	0.82	1.54	1.42	1.65	15.0
1264	20 de 21 Q_{md}	nival	0.58	1.67	1.36	1.97	36.8
1265	20 de 20 Q_{md}	nival	0.76	1.44	1.26	1.62	25.1
1268	40 de 45 Q_{md}	nival	0.76	1.73	1.60	1.85	14.8
1363	23 de 28 Q_{md}	nival	0.97	1.37	1.33	1.42	7.0
1365	32 de 42 Q_{md}	nival	0.91	1.42	1.34	1.51	12.0
1293	5 de 5 Q_{md}	nival	0.70	1.92	1.27	2.58	68.3
1358	36 de 50 Q_{md}	nival	0.84	1.40	1.31	1.49	12.6
1196	36 de 46 Q_{md}	nival	0.74	1.74	1.62	1.86	13.9
1215	33 de 44 Q_{md}	nival	0.29	1.84	1.66	2.02	19.5
1369	11 de 36 Q_{md}	mixta	0.94	1.42	1.29	1.55	17.9

**ANEXO 4. PRINCIPALES CARÁCTERÍSTICAS FÍSICAS DE LAS 128
CUENCAS UTILIZADAS EN EL ANÁLISIS $Q_{mi} \sim Q_{md}$**

Código	Área (km ²)	Perímetro (km)	Long. total de cauces (km)	Parámetro de forma (km ⁻¹)	Densidad de drenaje (km ⁻¹)	Rango de altura (m)	Altura media (m.s.n.m)	Pendte. media cuenca (%)	Precipitación max. diaria T2,33 (mm/día)	Precipitación media anual (mm)	Aportación total media (hm ³ /año)	P ₀ (mm)	Tmed (°C)	Tmax (°C)	Tmin (°C)	Escorr.media anual (mm)	Evap. Real (mm)	Evap. Potencial (mm)	Recarga de acuíferos (mm)	Coordenada.X. centroide.UTM30 (m)	Coordenada.Y. centroide.UTM30 (m)
1080	775.1	162.0	244.8	0.21	0.32	1512	483.6	40.3	69.0	1566.1	716	25.4	11.4	15	6	967.4	588.0	716.9	517.4	573505	4769280
1105	216.5	66.9	104.8	0.31	0.48	1118	491.3	49.3	87.4	1960.6	283	28.3	11.2	13	8	1367.6	611.5	686.5	321.0	593160	4781470
1106	673.1	152.7	265.3	0.23	0.39	1407	477.0	42.2	78.6	1702.7	710	25.0	11.2	14	6	1094.4	602.6	737.4	391.3	611464	4779510
1107	37.1	29.5	16.2	0.80	0.44	812	294.9	40.2	93.2	2146.1	46	25.8	11.6	13	8	1485.8	654.6	702.9	446.3	594976	4792310
1109	307.9	115.8	108.4	0.38	0.35	1419	433.3	42.3	64.4	1417.0	243	25.3	11.9	14	7	839.7	580.8	720.1	489.6	559180	4777640
1163	252.3	88.1	96.4	0.35	0.38	1262	342.5	32.4	59.8	1423.2	183	24.0	11.8	13	8	782.9	598.0	709.6	426.3	530218	4779160
1186	117.4	56.9	41.2	0.49	0.35	942	377.4	32.2	63.0	1208.2	58	23.1	11.4	14	7	670.2	513.4	682.6	359.9	476885	4792350
1196	491.7	117.8	109.0	0.24	0.22	1595	557.0	38.1	65.9	1321.1	307	24.1	11.9	15	5	728.3	532.6	793.4	463.5	460024	4786440
1215	356.8	112.4	107.4	0.32	0.30	1644	597.6	36.6	67.1	1302.5	271	24.2	10.9	14	5	798.0	544.0	822.0	381.7	429289	4779240
1264	155.9	64.2	54.7	0.41	0.35	1766	971.4	49.0	55.2	1023.6	168	26.8	9.2	13	3	613.6	439.6	761.7	195.8	375030	4772890
1265	294.7	85.7	95.7	0.29	0.32	2335	1183.0	53.1	59.3	1039.6	168	23.4	8.4	14	0	628.2	424.3	716.4	241.0	361005	4774670
1268	647.3	141.6	224.1	0.22	0.35	2576	1028.4	54.0	59.1	1043.0	385	23.8	10.1	14	3	623.7	437.6	736.8	275.0	366698	4778260
1285	100.0	70.8	35.2	0.71	0.35	1291	459.9	47.3	66.5	1304.5	44	20.7	11.9	14	9	784.0	525.7	760.9	314.5	346272	4804240
1293	353.9	99.5	106.9	0.28	0.30	2019	964.3	61.5	69.0	1391.0	304	23.8	9.2	14	4	907.8	466.4	715.3	346.8	326174	4784310
1294	148.7	69.2	42.6	0.47	0.29	1857	473.4	39.4	67.3	1316.6	108	21.8	11.3	14	5	873.4	526.2	756.8	379.7	336148	4798950
1302	486.3	112.6	204.4	0.23	0.42	1512	481.6	40.1	64.3	1346.9	374	22.9	12.2	17	6	800.8	532.6	725.8	311.1	307217	4800090
1343	317.4	105.5	119.6	0.33	0.38	615	265.7	16.9	53.5	1155.9	166	19.6	12.2	13	11	556.5	596.3	713.0	358.8	279845	4808540
1353	530.0	123.9	151.0	0.23	0.29	1655	1045.5	51.6	60.3	1460.7	490	30.2	8.8	13	5	949.3	470.0	662.1	285.7	209337	4774540
1358	402.0	129.6	153.9	0.32	0.38	2044	1097.0	55.4	52.3	1201.1	245	30.0	8.7	13	4	653.2	454.9	653.0	409.8	235869	4782180
1363	230.2	74.2	70.6	0.32	0.31	2060	1114.2	50.3	53.7	1133.1	142	23.7	8.3	13	4	677.0	445.9	696.8	238.8	270640	4769610
1365	268.1	95.1	63.2	0.35	0.24	1815	1079.3	51.4	65.7	1303.0	219	22.8	8.8	13	2	856.0	456.2	698.8	227.4	291990	4775640
1378	214.6	85.5	84.4	0.40	0.39	1398	590.7	38.6	51.3	1091.7	108	24.2	11.1	13	7	596.8	512.5	705.1	328.8	246737	4798750
1395	413.5	99.3	210.0	0.24	0.51	1271	529.1	42.7	52.7	1237.9	285	31.3	11.0	14	7	710.3	518.4	649.9	255.7	217460	4812170
1402	86.7	51.1	9.9	0.59	0.11	1514	1131.7	48.0	56.7	1521.0	90	25.4	9.2	13	4	1048.5	464.4	629.7	245.8	181667	4752710
1404	302.1	114.1	100.0	0.38	0.33	1711	1053.9	49.6	58.8	1438.4	288	28.0	8.9	13	5	979.5	459.3	640.8	239.4	197682	4763550
1414	132.7	58.4	62.3	0.44	0.47	1169	410.7	36.1	51.4	1249.6	87	26.0	11.5	14	7	745.2	540.1	643.9	211.2	185208	4819460
1424	347.7	111.2	96.5	0.32	0.28	877	689.0	32.8	60.4	1362.9	284	29.0	9.9	12	8	849.8	511.2	626.8	245.0	161835	4785850
1426	664.3	160.1	215.6	0.24	0.32	1035	588.1	34.9	58.1	1303.1	449	33.0	10.9	14	8	791.3	510.9	630.6	245.6	161349	4794330
1427	713.7	160.9	246.0	0.23	0.34	1091	568.1	34.9	57.6	1298.7	549	33.3	10.6	14	8	788.2	511.6	629.2	243.5	161362	4795620
1430	47.3	36.2	25.5	0.77	0.54	543	260.3	21.3	47.8	1172.0	17	26.7	12.3	14	11	626.0	578.7	636.6	187.3	163550	4824400
1431	145.4	73.3	63.1	0.50	0.43	1011	484.5	27.7	46.7	1210.8	80	30.1	10.7	14	7	663.6	519.0	634.1	243.4	142475	4818860
1433	166.4	64.9	54.6	0.39	0.33	1023	356.0	24.5	47.7	1087.9	88	27.8	11.6	14	7	554.3	541.4	673.3	203.4	139447	4828110
1438	199.9	71.3	89.5	0.36	0.45	1031	494.1	25.1	52.4	1332.7	127	27.8	11.2	14	7	722.2	580.7	697.2	223.8	128984	4831620

Código	Área (km ²)	Perímetro (km)	Long. total de cauces (km)	Parámetro de forma (km ⁻¹)	Densidad de drenaje (km ⁻¹)	Rango de altura (m)	Altura media (m.s.n.m)	Pendiente media cuenca (%)	Precipitación max. diaria T2,33 (mm/día)	Precipitación media anual (mm)	Aportación total media (hm ³ /año)	P ₀ (mm)	Tmed (°C)	Tmax (°C)	Tmin (°C)	Escorr.media anual (mm)	Evap. Real (mm)	Evap. Potencial (mm)	Recarga de acuíferos (mm)	Coordenada.X. centroide.UTM30 (m)	Coordenada.Y. centroide.UTM30 (m)
1440	125.7	56.7	60.5	0.45	0.48	613	479.8	29.1	56.6	1648.3	108	31.4	11.5	13	9	976.8	636.3	708.9	229.6	116813	4833400
1441	183.2	76.4	96.8	0.42	0.53	776	433.8	28.0	56.7	1592.1	154	31.4	12.3	14	10	927.2	632.3	708.8	227.1	118166	4836800
1443	105.4	52.6	68.8	0.50	0.65	730	350.1	28.0	59.2	1540.2	78	34.7	12.4	14	11	856.2	671.9	742.8	209.3	106844	4835640
1445	71.4	47.9	35.8	0.67	0.50	563	246.3	18.1	58.3	1401.0	38	17.2	12.8	14	11	699.4	711.3	783.1	186.1	98172	4842060
1446	109.1	56.5	55.0	0.52	0.50	572	254.9	21.4	63.1	1587.1	85	19.2	13.0	14	11	903.1	708.5	768.5	208.4	97108	4831500
1449	55.4	46.6	27.1	0.84	0.49	642	345.6	16.9	67.1	1793.1	45	22.2	13.0	14	12	1005.4	728.1	780.8	292.8	89807	4824260
1464	248.5	97.7	83.1	0.39	0.33	574	529.8	9.7	55.5	1580.4	226	21.4	10.7	13	8	957.3	605.5	647.4	259.0	93330	4790910
1469	83.8	54.7	31.0	0.65	0.37	556	343.5	17.8	49.5	1418.5	62	20.4	11.7	13	9	848.2	588.6	644.2	215.3	80923	4794750
1483	121.0	74.7	58.3	0.62	0.48	441	240.5	12.0	47.5	1379.7	80	20.3	12.5	13	10	756.7	648.9	712.4	206.1	48084	4802110
1485	436.1	143.4	272.2	0.33	0.62	561	233.9	12.2	52.6	1455.9	340	22.0	12.7	15	10	813.3	666.2	732.9	210.2	38901	4798660
1497	253.2	99.2	121.3	0.39	0.48	547	250.3	11.9	67.9	1910.1	278	31.2	12.6	14	10	1134.4	730.7	799.5	277.4	14695	4790760
1506	107.9	60.5	52.3	0.56	0.48	467	227.6	11.9	65.2	1861.0	106	33.9	12.7	14	11	1062.8	742.2	818.1	288.8	1843	4782510
1510	15.8	19.8	5.6	1.26	0.35	442	263.3	17.3	60.0	1823.1	7	25.4	12.6	14	12	1114.1	712.8	820.1	260.0	1	4775940
1512	203.3	80.9	80.8	0.40	0.40	260	379.1	7.7	61.5	1792.4	264	18.8	11.9	14	10	1154.9	676.1	728.7	229.8	28127	4783110
1520	561.8	141.0	233.1	0.25	0.41	542	407.8	9.4	60.3	1572.0	533	19.1	11.5	13	9	982.8	611.3	633.2	214.6	75399	4778530
1525	93.1	50.1	48.3	0.54	0.52	395	351.0	13.3	58.3	1678.5	89	29.2	12.0	13	11	1055.8	629.5	692.9	229.7	38996	4780430
1528	91.6	55.7	33.9	0.61	0.37	377	325.9	13.4	62.8	1802.1	90	24.8	12.2	13	11	1135.0	643.7	676.7	283.8	28359	4772480
1540	139.0	71.7	41.5	0.52	0.30	481	213.9	13.7	64.6	1769.5	146	29.8	12.9	14	12	1149.3	611.2	658.2	287.1	42008	4762670
1542	151.3	61.2	55.9	0.40	0.37	484	554.4	11.5	60.9	1494.2	131	16.5	10.6	12	7	952.5	539.5	571.5	240.8	93670	4767390
1544	519.8	117.5	134.4	0.23	0.26	645	555.9	10.8	59.2	1377.7	428	16.4	10.4	13	6	846.3	515.9	545.3	257.0	98621	4757430
1546	333.0	90.0	72.9	0.27	0.22	877	645.7	12.6	63.6	1306.2	255	14.5	9.8	12	1	807.2	510.2	561.4	228.7	90144	4738730
1552	548.0	129.8	213.6	0.24	0.39	946	536.6	18.0	73.2	1481.9	522	21.2	11.0	14	7	971.4	534.2	614.5	219.0	73973	4736270
1564	198.1	99.9	63.6	0.50	0.32	785	415.3	16.5	81.1	1894.4	245	33.4	12.3	15	9	1314.2	586.9	649.0	315.2	49794	4733710
1585	101.8	62.5	39.7	0.61	0.39	731	619.7	22.6	69.9	1997.1	131	28.2	11.4	14	9	1406.5	565.3	774.8	348.0	54817	4711760
1593	19.2	19.1	5.9	1.00	0.31	404	232.4	14.5	74.3	1771.9	13	26.1	13.7	14	13	1184.1	600.7	955.3	259.2	32881	4690940
1594	62.5	43.3	29.1	0.69	0.47	699	284.3	20.8	70.3	1779.7	62	36.4	13.5	15	10	1180.5	561.6	687.3	303.3	26669	4678860
1595	17.2	20.1	7.6	1.17	0.44	641	291.2	26.7	66.6	2084.1	14	34.6	13.2	15	12	1390.0	577.4	761.8	350.3	19172	4674450
1603	94.1	45.5	26.6	0.48	0.28	582	601.4	15.0	58.1	1298.8	57	21.4	10.4	11	8	746.4	538.2	593.0	246.9	147905	4784320
1605	738.1	158.5	251.8	0.21	0.34	636	515.9	10.4	54.7	1206.7	432	18.9	10.6	12	9	600.6	567.4	595.9	270.4	141843	4795260
1617	303.3	83.5	128.7	0.28	0.42	434	523.6	8.6	56.8	1372.5	228	23.0	9.9	11	8	764.2	584.3	606.8	255.7	104539	4790270
1619	842.7	153.5	308.4	0.18	0.37	526	504.8	9.1	56.7	1301.4	616	23.4	10.2	11	8	739.4	586.8	615.9	207.0	111084	4799220
1620	191.7	75.4	59.6	0.39	0.31	395	538.7	8.2	57.3	1273.9	131	19.8	10.0	11	7	735.3	535.7	546.5	234.4	110179	4775230

Código	Área (km ²)	Perímetro (km)	Long. total de cauces (km)	Parámetro de forma (km ⁻¹)	Densidad de drenaje (km ⁻¹)	Rango de altura (m)	Altura media (m.s.n.m)	Pendte. media cuenca (%)	Precipitación max. diaria T2,33 (mm/día)	Precipitación media anual (mm)	Aportación total media (hm ³ /año)	P ₀ (mm)	Tmed (°C)	Tmax (°C)	Tmin (°C)	Escorr.media anual (mm)	Evap. Real (mm)	Evap. Potencial (mm)	Recarga de acuíferos (mm)	Coordenada.X. centroide.UTM30 (m)	Coordenada.Y. centroide.UTM30 (m)
1622	2210.1	245.9	750.8	0.11	0.34	657	503.5	9.0	55.7	1232.9	1459	21.1	10.5	13	7	662.3	569.6	597.6	232.7	124348	4794740
1624	831.6	160.6	299.7	0.19	0.36	1125	628.2	18.1	60.5	1268.7	598	27.2	10.7	14	3	738.5	490.2	536.6	271.7	146542	4754380
1625	158.1	71.3	64.0	0.45	0.41	1043	771.8	26.0	64.1	1404.8	136	25.1	10.6	12	10	930.5	454.7	518.6	251.4	148664	4741700
1626	129.3	62.6	58.8	0.48	0.45	1022	814.7	28.1	65.2	1449.1	112	26.4	10.2	13	7	982.0	441.2	520.0	267.0	150535	4741900
1628	305.7	97.0	114.7	0.32	0.38	1103	657.8	19.1	61.1	1336.9	238	24.0	11.1	13	8	821.1	479.1	526.2	268.7	144306	4744210
1638	133.1	59.1	43.3	0.44	0.33	669	642.3	15.3	62.0	1329.8	96	29.2	10.7	12	9	803.3	517.8	623.3	238.7	88729	4718590
1644	154.8	62.4	79.3	0.40	0.51	1098	546.6	24.8	64.2	1690.6	160	31.2	11.7	14	8	1097.7	517.7	758.8	305.3	57864	4693980
1645	277.1	101.0	127.6	0.36	0.46	1132	427.7	23.2	66.4	1751.2	298	33.7	12.3	14	11	1121.1	551.7	753.6	308.5	53372	4692370
1646	56.7	40.3	23.5	0.71	0.42	712	233.0	19.0	76.9	1843.1	59	33.5	13.7	14	11	1242.7	562.6	728.5	267.9	36948	4688500
1647	147.3	69.5	69.7	0.47	0.47	729	184.6	18.5	75.7	1721.9	145	33.7	13.6	15	10	1096.7	580.0	747.7	276.0	35363	4682690
1659	737.7	212.4	254.4	0.29	0.34	1544	631.2	17.9	55.6	1201.5	502	26.5	12.0	14	8	692.4	528.8	642.4	210.3	102654	4683440
1715	105.9	53.2	30.0	0.50	0.28	1285	1377.0	46.5	59.0	1354.9	86	41.4	7.5	10	4	907.3	439.8	608.8	232.8	229507	4739660
1720	74.7	46.6	19.8	0.62	0.26	539	629.1	11.6	37.1	688.9	5	24.0	11.5	12	10	227.7	511.5	773.1	136.6	205247	4725590
1721	544.1	128.2	195.6	0.24	0.36	1513	1035.2	36.0	51.8	1309.2	458	22.7	10.0	13	5	850.8	472.9	666.0	207.7	199809	4743690
1722	181.3	65.1	62.7	0.36	0.35	1270	1251.1	44.0	58.7	1573.7	186	24.7	8.3	12	5	1079.7	481.9	653.8	237.3	204162	4752410
1723	219.8	83.5	74.2	0.38	0.34	1349	1195.6	41.0	57.4	1530.7	216	23.6	8.5	12	5	1050.3	473.5	650.7	232.1	204136	4750790
1724	495.9	117.9	170.7	0.24	0.34	1476	1074.8	38.0	52.6	1382.3	442	23.0	9.0	13	5	930.7	465.8	653.6	211.0	200136	4745300
1725	117.5	49.8	44.4	0.42	0.38	1319	1206.0	49.5	53.2	1564.3	119	23.9	8.4	11	5	1080.3	463.3	626.2	245.6	187284	4742270
1726	434.1	111.9	154.2	0.26	0.36	1492	1032.5	44.2	57.9	1397.4	382	28.1	9.7	13	7	908.2	434.7	582.4	279.4	181293	4733890
1727	475.5	123.9	170.8	0.26	0.36	1573	1001.9	43.1	57.0	1364.1	399	28.7	9.4	13	4	873.6	436.1	591.4	277.9	181722	4732810
1729	111.8	57.7	26.9	0.52	0.24	1081	1082.2	50.4	70.0	1515.3	103	40.5	9.1	12	6	998.1	399.9	545.2	342.4	168889	4719640
1734	557.1	109.7	166.0	0.20	0.30	1767	1269.1	43.7	48.7	982.8	356	30.8	7.9	13	3	663.3	360.8	607.4	182.7	200246	4693300
1742	69.8	42.3	21.6	0.61	0.31	839	1657.1	25.6	63.3	1440.1	59	23.7	5.5	8	1	997.9	441.8	546.3	210.5	182641	4677670
1753	366.7	116.1	133.0	0.32	0.36	1406	895.9	43.9	66.1	1495.5	359	32.7	10.0	13	6	1014.4	423.8	557.1	284.0	155129	4727150
1763	35.3	27.7	23.6	0.79	0.67	744	870.9	35.6	62.8	1472.8	27	31.5	10.1	12	9	1050.3	405.1	560.7	242.5	146895	4731050
1805	687.7	133.1	215.2	0.19	0.31	787	733.3	9.3	49.0	1155.9	412	22.8	10.6	12	8	616.4	546.7	617.2	264.5	109094	4666700
1806	56.6	41.3	14.6	0.73	0.26	919	287.5	20.2	66.3	1680.4	48	33.5	13.4	14	8	1036.6	581.8	748.4	291.8	51216	4682860
1809	34.8	26.8	10.8	0.77	0.31	1082	849.7	38.1	76.7	1162.9	11	17.3	10.5	13	9	728.5	388.7	695.3	269.6	75487	4644030
1822	90.6	59.9	33.8	0.66	0.37	526	596.0	16.5	49.4	1212.8	51	21.0	10.0	11	8	688.8	567.8	619.6	185.8	137375	4811580
1823	399.2	117.2	159.5	0.29	0.40	1142	356.9	21.9	67.0	1720.3	422	34.3	13.4	14	10	1076.9	573.1	754.0	300.7	51435	4689320
1824	165.5	69.1	62.7	0.42	0.38	375	575.3	11.4	56.9	1277.9	120	18.0	10.1	12	8	794.5	509.8	521.1	205.1	111051	4762700
1829	531.9	175.7	165.1	0.33	0.31	1300	683.1	17.7	57.5	1227.4	360	24.3	11.1	13	6	715.6	517.4	622.0	224.2	109652	4683100

Código	Área (km ²)	Perímetro (km)	Long. total de cauces (km)	Parámetro de forma (km ⁻¹)	Densidad de drenaje (km ⁻¹)	Rango de altura (m)	Altura media (m.s.n.m)	Pendiente media cuenca (%)	Precipitación max. diaria T2,33 (mm/día)	Precipitación media anual (mm)	Aportación total media (hm ³ /año)	P ₀ (mm)	Tmed (°C)	Tmax (°C)	Tmin (°C)	Escorr.media anual (mm)	Evap. Real (mm)	Evap. Potencial (mm)	Recarga de acuíferos (mm)	Coordenada.X. centroide.UTM30 (m)	Coordenada.Y. centroide.UTM30 (m)
1831	283.4	98.4	92.9	0.35	0.33	778	778.1	11.0	48.4	1179.2	174	23.9	10.0	12	5	657.7	545.0	624.4	229.1	114016	4661580
1833	95.2	60.6	36.9	0.64	0.39	291	519.2	10.9	57.8	1365.3	67	20.9	10.3	12	9	803.3	600.5	625.3	193.8	107018	4806620
1834	82.5	44.1	25.1	0.53	0.30	493	516.8	9.9	55.3	1118.5	37	27.0	10.4	12	9	596.8	605.3	676.2	148.2	121146	4812000
1836	39.5	30.8	14.4	0.78	0.36	1148	1335.3	46.6	53.7	1219.6	22	42.4	8.1	10	6	782.2	468.3	610.6	195.2	237615	4738190
1920	95.2	51.3	49.6	0.54	0.52	398	348.5	13.5	58.4	1685.8	91	29.0	13.0	13	13	1061.9	630.5	690.8	229.9	39000	4780270
A1Z2	107.5	52.4	32.1	0.49	0.30	1339	665.0	39.4	63.1	1130.8	35	24.7	9.9	12	4	624.7	503.7	657.5	354.8	548460	4761300
A1Z3	10.2	15.5	3.2	1.52	0.32	853	893.2	37.3	59.4	945.7	0.01	23.8	9.7	11	7	525.3	458.7	655.9	266.3	541913	4759570
A2Z1	4.7	9.5	0.1	2.02	0.02	423	499.9	34.5	63.0	1401.8	0.01	25.5	12.0	12	12	870.8	605.4	773.2	275.4	540922	4776910
AG01	51.0	36.6	16.7	0.72	0.33	821	400.5	30.8	63.5	1129.1	18	24.2	11.6	14	6	594.3	493.6	671.2	308.2	478329	4788230
Albareillos	200.7	68.4	84.3	0.34	0.42	860	622.1	25.5	66.8	1997.7	263	32.5	11.0	13	8	1407.1	555.4	736.3	264.8	66750	4709380
AR01	24.9	22.0	16.2	0.88	0.65	887	384.3	40.3	63.0	1407.9	7	25.7	12.0	13	11	709.9	622.5	764.6	425.5	536529	4787090
AR02	90.5	46.7	43.8	0.52	0.48	978	306.5	40.3	63.9	1430.5	57	25.6	12.1	14	10	758.2	627.8	753.1	414.3	540532	4788830
AS01	51.5	32.5	11.8	0.63	0.23	467	121.2	18.1	59.3	1289.2	22	22.1	12.8	14	10	668.4	626.9	724.8	334.6	510778	4792930
B1Z3	13.8	17.7	3.5	1.28	0.25	742	519.0	45.7	64.7	1407.9	2	27.7	11.2	12	10	799.7	573.9	685.8	409.6	561357	4772120
BA01	85.9	52.7	23.6	0.61	0.27	771	328.9	34.0	60.4	1161.7	44	24.6	11.5	14	2	659.1	506.0	643.0	314.8	486985	4789400
Belesar	4335.4	395.3	1586.7	0.09	0.37	1242	540.1	12.0	56.3	1220.8	2962	22.3	10.6	14	3	685.9	534.0	564.6	232.7	127813	4774890
C6Z2	91.6	52.0	22.0	0.57	0.24	1303	528.6	46.2	71.3	1610.0	85	26.6	10.9	13	7	1056.5	585.7	715.1	615.1	582221	4766210
C7Z1	28.5	27.6	10.4	0.97	0.36	787	484.2	40.5	76.5	1818.1	21	25.5	11.6	13	10	1163.1	591.7	713.4	721.3	581156	4775960
Conchas	852.8	179.0	287.5	0.21	0.34	864	745.5	11.0	51.0	1168.5	540	23.5	10.4	12	5	646.8	536.1	627.7	249.2	105046	4665920
IB21	21.6	22.3	11.5	1.03	0.53	920	409.2	33.9	60.7	1491.2	10	27.2	10.9	13	8	901.8	618.9	684.4	457.8	529143	4785050
KD12	252.1	83.2	100.3	0.33	0.40	1132	416.9	32.7	57.7	1033.6	129	23.7	11.9	16	5	554.5	512.8	680.4	282.2	490861	4773490
LE01	39.3	32.0	10.0	0.81	0.25	956	336.8	39.3	62.5	1512.4	23	25.4	11.7	13	9	850.8	609.3	721.4	426.1	534116	4791510
LE11	17.2	22.7	4.2	1.32	0.24	678	212.3	40.2	63.7	1438.8	0.01	26.6	12.8	13	12	649.1	690.8	747.8	493.3	540207	4795450
NB01	84.8	54.2	24.1	0.64	0.28	914	597.6	25.7	50.7	1002.9	30	23.0	10.5	14	7	441.2	503.6	607.2	344.5	499320	4758310
NB04	503.8	133.4	177.0	0.26	0.35	1259	449.2	31.0	54.3	1065.3	274	24.8	11.6	14	6	569.9	510.8	626.1	312.1	504742	4768590
NB05	994.0	202.9	346.6	0.20	0.35	1361	388.3	31.4	56.1	1207.0	622	24.6	11.8	16	8	638.7	546.0	659.2	370.3	514311	4773830
NB12	10.2	15.9	0.4	1.56	0.04	1044	612.8	29.0	54.9	1212.6	0.01	25.9	10.6	12	8	780.3	427.3	522.6	364.5	514611	4771220
NB13	179.0	73.9	67.4	0.41	0.38	1167	533.9	31.0	53.5	1066.8	95	26.3	10.3	17	4	618.9	488.9	589.3	294.7	508706	4766000
Portodemouros	1180.8	181.8	346.9	0.15	0.29	936	537.1	12.0	62.6	1422.0	1040	16.3	10.6	13	1	889.8	526.8	560.5	246.5	91728	4753150
Salas	145.7	61.8	64.6	0.42	0.44	612	1002.3	18.3	61.7	1190.0	77	25.1	9.3	14	6	743.3	452.7	641.7	207.7	97074	4651420
Tambre	1470.5	286.0	613.0	0.19	0.42	646	355.5	10.7	59.9	1609.4	1436	23.1	11.9	14	9	990.0	623.7	659.6	232.7	57027	4777800

**ANEXO 5. PRINCIPALES CARÁCTERÍSTICAS FÍSICAS DE LAS 83
CUENCAS UTILIZADAS EN EL ANÁLISIS REGIONAL DE
FRECUENCIAS**

Código	Área (km ²)	Perímetro (km)	Long. total de cauces (km)	Parámetro de forma (km ⁻¹)	Densidad de drenaje (km ⁻¹)	Rango de altura (m)	Altura media (m.s.n.m)	Pendte. media cuenca (%)	Precipitación max. diaria T2,33 (mm/día)	Precipitación media anual (mm)	Aportación total media (hm ³ /año)	P ₀ (mm)	Tmed (°C)	Tmax (°C)	Tmin (°C)	Escorr.media anual (mm)	Evap. Real (mm)	Evap. Potencial (mm)	Recarga de acuíferos (mm)	Coordenada.X. centroide.UTM30 (m)	Coordenada.Y. centroide.UTM30 (m)
1106	673.1	152.9	264.1	0.23	0.39	1403	477.0	42.2	78.5	1696.6	710	25.0	11.3	14	7	1088.2	602.4	735.3	393.6	611464	4779510
1107	37.1	29.5	16.2	0.80	0.44	812	294.9	40.2	93.2	2146.1	46	25.8	11.9	14	9	1485.8	654.6	702.9	446.3	594976	4792310
1109	307.3	114.1	108.3	0.37	0.35	1419	433.3	42.3	64.4	1417.0	243	25.3	11.9	14	6	839.7	580.8	720.1	489.6	559180	4777640
1186	117.4	56.9	41.2	0.48	0.35	945	377.2	32.2	63.0	1182.8	62	23.0	11.4	14	5	653.6	506.7	687.5	355.7	476885	4792350
1196	491.7	117.8	109.0	0.24	0.22	1595	557.0	38.1	65.9	1321.0	307	24.1	11.9	15	6	728.3	532.6	793.4	463.5	460024	4786440
1215	356.9	112.6	107.5	0.32	0.30	1648	597.4	36.6	67.0	1291.6	272	24.2	11.0	14	5	786.8	544.5	822.7	379.8	429289	4779240
1237	466.1	110.9	165.1	0.24	0.35	1417	569.0	32.9	61.2	1176.8	276	22.9	11.0	14	5	611.3	560.1	793.8	329.9	413308	4780307
1253_La Cohilla	89.9	42.5	27.3	0.47	0.30	1423	1252.0	40.5	53.6	1101.4	45	24.0	6.6	10	1	630.9	485.1	717.6	216.5	384849	4772042
1264	155.9	64.2	54.7	0.41	0.35	1766	971.4	49.0	55.2	1023.6	168	26.8	9.3	13	3	613.6	439.6	761.6	195.8	375030	4772890
1265	294.7	85.7	95.7	0.29	0.32	2335	1183.0	53.1	59.3	1039.5	168	23.4	8.4	14	0	628.2	424.2	716.4	241.0	361005	4774670
1268	647.3	141.6	224.2	0.22	0.35	2576	1028.4	54.0	59.1	1043.0	385	23.8	9.1	14	0	623.7	437.6	736.8	275.0	366698	4778260
1285	100.0	70.8	35.2	0.71	0.35	1291	459.9	47.3	66.5	1304.5	44	20.7	11.8	14	9	784.0	525.7	760.9	314.5	346272	4804240
1302	486.3	112.6	204.4	0.23	0.42	1512	481.6	40.1	64.3	1346.9	374	22.9	12.2	17	6	800.8	532.6	725.8	311.1	307217	4800090
1343	317.4	105.5	119.6	0.33	0.38	615	265.7	16.9	53.5	1155.9	166	19.6	12.2	13	11	556.5	596.3	713.0	358.8	279845	4808540
1353	530.0	123.9	147.1	0.23	0.28	1655	1045.5	51.6	60.3	1460.7	490	30.1	8.8	13	5	949.3	470.0	662.0	285.7	209337	4774540
1358	402.0	129.6	153.9	0.32	0.38	2044	1097.0	55.4	52.3	1201.1	245	30.0	8.7	13	3	653.2	454.9	653.0	409.8	235869	4782180
1363	230.2	74.2	70.6	0.32	0.31	2060	1114.2	50.3	53.7	1133.1	142	23.7	8.3	13	4	677.0	445.9	696.8	238.8	270640	4769610
1365	268.1	95.1	63.2	0.35	0.24	1815	1079.3	51.4	65.7	1303.0	219	22.8	8.8	13	2	856.0	456.2	698.8	227.4	291990	4775640
1369	897.1	179.4	257.5	0.20	0.29	2267	930.5	48.7	59.4	1171.7	645	23.2	9.7	14	1	719.3	458.9	704.1	224.0	278661	4778285
1378	214.6	85.5	84.4	0.40	0.39	1398	590.7	38.6	51.3	1091.7	108	24.2	11.1	13	7	596.8	512.5	705.1	328.8	246737	4798750
1395	413.5	99.3	210.0	0.24	0.51	1271	529.1	42.7	52.7	1237.9	285	31.3	11.0	14	7	710.3	518.4	649.9	255.7	217460	4812170
1402	86.7	51.1	9.9	0.59	0.11	1514	1131.7	48.0	56.7	1521.0	90	25.4	8.9	13	4	1048.5	464.4	629.7	245.8	181667	4752710
1404	302.1	114.1	100.0	0.38	0.33	1711	1053.9	49.6	58.8	1438.4	288	28.0	8.8	13	5	979.5	459.3	640.8	239.4	197682	4763550
1406_Salime	1766.4	282.7	547.8	0.16	0.31	1867	841.7	43.3	58.1	1402.2	1634	26.0	9.7	14	4	934.8	471.4	623.3	252.6	179700	4764751

Código	Área (km ²)	Perímetro (km)	Long. total de cauces (km)	Parámetro de forma (km ⁻¹)	Densidad de drenaje (km ⁻¹)	Rango de altura (m)	Altura media (m.s.n.m)	Pendiente media cuenca (%)	Precipitación max. diaria T2,33 (mm/día)	Precipitación media anual (mm)	Aportación total media (hm ³ /año)	P ₀ (mm)	Tmed (°C)	Tmax (°C)	Tmin (°C)	Escorr.media anual (mm)	Evap. Real (mm)	Evap. Potencial (mm)	Recarga de acuíferos (mm)	Coordenada.X. centroide.UTM30 (m)	Coordenada.Y. centroide.UTM30 (m)
1427	713.7	160.9	246.0	0.23	0.34	1091	568.1	34.9	57.6	1298.7	549	33.3	10.5	14	8	788.2	511.6	629.2	243.5	161362	4795620
1431	145.5	73.4	63.3	0.50	0.44	1007	484.2	27.7	46.8	1227.1	80	30.3	10.8	14	8	679.5	518.0	628.6	242.3	142475	4818860
1485	436.1	143.4	213.9	0.33	0.49	561	233.9	12.2	52.6	1455.9	340	22.0	12.5	15	10	813.3	666.2	732.9	210.2	38901	4798660
1542	151.4	61.4	56.0	0.41	0.37	485	554.3	11.5	61.1	1498.4	132	16.5	10.6	12	7	958.7	537.3	571.9	244.0	93670	4767390
1552	548.2	130.0	213.8	0.24	0.39	947	536.3	18.0	73.4	1481.2	522	21.1	10.9	14	5	968.2	533.7	609.9	220.0	73973	4736270
1564	198.1	99.6	63.6	0.50	0.32	786	415.2	16.5	81.0	1873.2	245	33.2	12.1	15	9	1297.1	587.8	647.3	307.9	49794	4733710
1609	1030.8	174.1	341.2	0.17	0.33	664	503.3	9.3	54.6	1184.1	600	18.7	10.7	12	8	597.3	566.2	593.2	252.2	137895	4796734
1617	303.3	83.5	128.7	0.28	0.42	434	523.6	8.6	56.8	1372.5	228	23.0	9.9	11	7	764.2	584.3	606.8	255.7	104539	4790270
1619	842.7	153.5	308.4	0.18	0.37	526	504.8	9.1	56.6	1301.4	616	23.4	10.2	13	7	739.4	586.8	615.9	207.0	111084	4799220
1626	129.3	62.6	58.9	0.48	0.46	1025	814.3	28.1	65.4	1422.5	130	26.4	10.2	13	7	946.5	448.9	520.4	259.0	150535	4741900
1645	278.3	99.6	127.6	0.36	0.46	1137	428.3	23.1	66.2	1751.3	298	33.7	12.3	14	8	1123.6	550.6	755.8	308.2	53372	4692370
1647	148.2	68.7	69.7	0.46	0.47	732	185.5	18.5	75.6	1722.2	145	33.9	13.7	15	10	1096.1	581.8	747.9	275.0	35363	4682690
1724	495.9	117.9	171.0	0.24	0.34	1476	1074.8	38.0	52.6	1382.3	442	23.0	9.0	13	5	930.7	465.8	653.6	211.0	200136	4745300
1727	475.4	123.9	170.8	0.26	0.36	1573	1001.9	43.1	57.0	1364.1	399	28.7	9.5	13	5	873.6	436.1	591.4	277.9	181722	4732810
1734	557.1	109.7	166.0	0.20	0.30	1767	1269.1	43.7	48.7	982.8	356	30.8	7.9	13	3	663.3	360.7	607.4	182.7	200246	4693300
1754	340.7	105.3	123.9	0.31	0.36	1347	925.7	44.6	67.7	1506.0	348	32.4	9.9	13	6	1036.3	419.0	551.9	275.8	156081	4728149
1770_Las Portas	166.4	68.1	66.8	0.41	0.40	947	1133.9	35.2	79.2	1815.8	212	26.4	8.9	11	6	1342.3	451.3	610.9	247.6	142715	4671711
1782_Cenza	23.9	24.5	8.2	1.03	0.34	411	1458.1	15.7	79.2	1894.1	22	22.0	7.0	9	6	1354.6	451.8	555.8	312.6	146905	4682596
1790_Chandrexa	129.0	59.8	41.2	0.46	0.32	913	1248.7	40.6	76.8	1759.3	106	27.6	7.9	10	5	1323.9	383.7	537.9	276.9	136208	4682378
1791_Prada	256.4	82.2	69.8	0.32	0.27	1337	1232.9	22.7	48.3	1211.3	184	31.3	8.0	11	3	759.8	447.0	558.5	229.7	173837	4685236
1796_Vilasouto	49.4	35.9	19.7	0.73	0.40	734	708.9	23.8	60.2	1376.0	34	28.3	10.9	12	9	882.3	478.1	533.4	241.2	143363	4735043
1805	687.7	132.9	215.2	0.19	0.31	788	733.2	9.3	49.0	1155.6	412	22.8	10.4	12	5	616.2	546.5	617.1	264.6	109094	4666700
1920	95.3	51.5	49.9	0.54	0.52	400	348.4	13.4	58.4	1685.8	91	28.7	11.9	13	10	1061.9	630.5	690.8	229.9	39000	4780270
A122	106.4	50.6	32.1	0.48	0.30	1352	658.9	39.5	63.1	1110.4	35	24.7	10.1	12	4	622.0	497.8	655.3	341.4	548460	4761300

Código	Área (km ²)	Perímetro (km)	Long. total de cauces (km)	Parámetro de forma (km ⁻¹)	Densidad de drenaje (km ⁻¹)	Rango de altura (m)	Altura media (m.s.n.m)	Pendiente media cuenca (%)	Precipitación max. diaria T2,33 (mm/día)	Precipitación media anual (mm)	Aportación total media (hm ³ /año)	P ₀ (mm)	Tmed (°C)	Tmax (°C)	Tmin (°C)	Escorr.media anual (mm)	Evap. Real (mm)	Evap. Potencial (mm)	Recarga de acuíferos (mm)	Coordenada.X. centroide.UTM30 (m)	Coordenada.Y. centroide.UTM30 (m)
A2Z1	4.7	9.5	0.2	2.01	0.05	425	499.6	34.5	62.9	1437.6	0.01	28.6	11.6	12	11	919.0	567.6	752.4	300.8	540922	4776910
Albarellos	200.7	68.4	84.3	0.34	0.42	860	622.0	25.5	66.8	1997.6	263	32.5	11.1	13	9	1407.1	555.4	736.2	264.8	66750	4709380
AR01	24.9	22.0	16.2	0.88	0.65	887	384.3	40.3	63.0	1407.9	7	25.7	12.0	13	11	709.9	622.5	764.6	425.5	536529	4787090
Tambre	1470.5	286.0	613.0	0.19	0.42	646	355.5	10.7	59.9	1609.4	1436	23.1	11.9	14	8	990.0	623.7	659.6	232.7	57027	4777800
Belesar	4335.4	395.3	1594.9	0.09	0.37	1242	540.1	12.0	56.3	1220.8	2962	22.3	10.6	14	3	685.9	534.0	564.6	232.7	127813	4774890
C7Z1	28.5	27.6	10.4	0.97	0.36	798	484.6	40.5	76.5	1828.5	22	25.6	11.6	13	10	1146.2	592.9	716.8	725.7	581156	4775960
Cecebre	247.8	96.3	75.0	0.39	0.30	508	232.6	15.8	46.6	1370.4	180	19.4	12.0	13	10	794.1	611.3	666.9	203.7	69268	4796560
1433	166.4	64.9	54.6	0.39	0.33	1023	356.0	24.5	47.7	1087.9	88	27.8	11.7	14	8	554.3	541.4	673.3	203.4	139447	4828110
1438	199.8	71.8	89.3	0.36	0.45	1032	495.0	25.1	52.6	1315.4	127	27.9	10.8	14	7	718.4	567.9	697.5	225.7	128984	4831620
1443	105.4	52.6	68.8	0.50	0.65	730	350.1	27.9	59.2	1540.2	78	34.7	12.0	14	9	856.2	671.9	742.8	209.3	106844	4835640
1446	109.1	56.5	55.0	0.52	0.50	572	254.9	21.4	63.1	1587.0	85	19.2	12.9	14	11	903.1	708.5	768.5	208.3	97108	4831500
1464	248.5	97.7	83.6	0.39	0.34	574	529.8	9.7	55.5	1580.3	226	21.4	10.5	13	8	957.3	605.5	647.3	259.0	93330	4790910
Conchas	852.8	179.0	287.5	0.21	0.34	864	745.5	11.0	51.0	1168.5	540	23.5	10.4	12	5	646.8	536.1	627.7	249.2	105046	4665920
IB21	21.6	22.3	11.5	1.03	0.53	920	409.2	33.9	60.7	1491.2	10	27.2	11.4	13	10	901.8	618.9	684.4	457.8	529143	4785050
La Barca	1209.5	179.2	435.0	0.15	0.36	1838	884.2	46.2	55.3	1362.2	1001	29.8	9.5	13	5	838.6	497.2	675.3	272.4	213489	4784908
LE01	39.3	32.0	10.0	0.81	0.25	956	336.8	39.3	62.5	1512.4	23	25.4	11.6	13	8	850.8	609.3	721.4	426.1	534116	4791510
LE11	17.2	22.7	4.2	1.32	0.24	678	212.3	40.2	63.7	1438.8	0.01	26.6	12.7	13	12	649.1	690.8	747.8	493.3	540207	4795450
NB01	84.8	54.2	24.1	0.64	0.28	914	597.6	25.7	50.7	1002.9	30	23.0	10.5	14	7	441.2	503.6	607.2	344.5	499320	4758310
NB12	10.2	15.9	0.3	1.56	0.03	1044	612.8	29.0	54.9	1212.6	0.01	25.9	9.9	12	7	780.3	427.3	522.6	364.5	514611	4771220
Portodemouros	1180.8	181.8	346.9	0.15	0.29	936	537.1	12.0	62.6	1422.0	1040	16.3	10.6	13	1	889.8	526.8	560.5	246.5	91728	4753150
Proaza	189.2	69.9	43.0	0.37	0.23	2098	1129.1	48.7	52.2	1035.8	99	21.8	9.5	17	3	633.4	408.7	654.3	261.2	259407	4779852
Ribeira	132.5	70.7	50.2	0.53	0.38	634	642.0	24.6	55.6	1391.6	96	24.1	10.1	13	8	811.9	605.2	728.6	199.2	119580	4822168
Salas	145.7	61.8	64.6	0.42	0.44	612	1002.3	18.3	61.7	1190.0	77	25.1	9.3	14	6	743.3	452.7	641.7	207.7	97074	4651420
Villar de Santiago	41.4	35.4	13.8	0.86	0.33	945	1565.7	37.9	49.4	1315.1	21	33.9	6.3	8	4	846.5	489.8	669.4	207.8	235830	4753142
NB04	503.8	133.4	177.0	0.26	0.35	1259	449.2	31.0	54.3	1065.3	274	24.8	11.4	17	4	569.9	510.8	626.1	312.1	504742	4768590
NB05	994.0	202.9	346.6	0.20	0.35	1361	388.3	31.4	56.1	1207.0	622	24.6	11.6	16	8	638.7	546.0	659.2	370.3	514311	4773830
1163	252.2	88.1	96.2	0.35	0.38	1266	342.5	32.4	59.7	1421.5	183	24.0	11.8	14	8	782.8	591.5	707.0	427.4	530221	4779159
1175	252.5	83.0	100.4	0.33	0.40	1133	416.4	32.7	57.7	1024.5	283	23.8	11.9	16	7	546.2	513.1	681.4	278.6	490869	4773509

<i>Código</i>	<i>Área (km²)</i>	<i>Perímetro (km)</i>	<i>Long. total de cauces (km)</i>	<i>Parámetro de forma (km⁻¹)</i>	<i>Densidad de drenaje (km⁻¹)</i>	<i>Rango de altura (m)</i>	<i>Altura media (m.s.n.m)</i>	<i>Pendte. media cuenca (%)</i>	<i>Precipitación max. diaria T2,33 (mm/día)</i>	<i>Precipitación media anual (mm)</i>	<i>Aportación total media (hm³/año)</i>	<i>P_o (mm)</i>	<i>T_{med} (°C)</i>	<i>T_{max} (°C)</i>	<i>T_{min} (°C)</i>	<i>Escorr. media anual (mm)</i>	<i>Evap. Real (mm)</i>	<i>Evap. Potencial (mm)</i>	<i>Recarga de acuíferos (mm)</i>	<i>Coordenada.X. centroide.UTM30 (m)</i>	<i>Coordenada.Y. centroide.UTM30 (m)</i>
1080	775.6	162.0	243.8	0.21	0.31	1514	483.2	40.3	69.0	1550.5	716	25.4	11.5	15	6	952.8	586.1	718.1	522.3	573505	4769280
1414	132.7	58.4	62.3	0.44	0.47	1169	410.7	36.1	51.4	1249.6	87	25.9	11.3	14	7	745.2	540.1	643.9	211.2	185208	4819460
A123	10.2	15.5	3.3	1.52	0.32	853	891.2	37.3	59.4	1016.8	0.01	22.3	9.2	11	7	585.2	429.8	627.8	306.3	541913	4759570
Eiras	143.6	67.4	56.7	0.47	0.39	856	592.8	22.2	68.2	1985.0	184	28.4	11.4	14	8	1382.0	574.2	822.7	346.1	54042	4702690
Edrada	46.4	34.8	15.9	0.75	0.34	875	1352.8	36.0	84.8	1963.8	58	26.8	7.9	10	6	1538.6	395.0	571.7	255.2	146258	4677900
IB32	130.5	61.9	38.3	0.47	0.29	1306	420.8	35.1	55.4	1233.3	68	26.8	11.2	16	7	597.4	521.9	621.2	457.5	520219	4773583
Ordunte	46.7	33.1	13.0	0.71	0.28	1066	597.4	30.1	62.2	982.2	15	26.8	11.7	13	9	516.8	527.2	679.4	248.1	471957	4776109

ANEXO 6. ANÁLISIS DETALLADO DE CADA UNA DE LAS 12 REGIONES IDENTIFICADAS

Índice

<i>REGIÓN 1</i>	307
<i>REGIÓN 2</i>	312
<i>REGIÓN 3</i>	317
<i>REGIÓN 4</i>	321
<i>REGIÓN 5</i>	326
<i>REGIÓN 6</i>	331
<i>REGIÓN 7</i>	335
<i>REGIÓN 8</i>	339
<i>REGIÓN 9</i>	344
<i>Subregión 9.1</i>	347
<i>Subregión 9.2</i>	351
<i>Capacidad predictiva región 9 vs. subregiones 9.1 y 9.2</i>	356
<i>REGIÓN 10</i>	357
<i>REGIÓN 11</i>	362
<i>REGIÓN 12</i>	367
<i>CUANTILES DE LAS CUENCAS EVALUADAS BAJO EL ANÁLISIS REGIONAL</i>	370

Región 1

La región 1 se encuentra conformada por 13 cuencas pluviales localizadas en la zona noroccidental de la Península Ibérica, tal y como ilustra la **Figura 85** adjunta al **Capítulo 5** de la presente Tesis. Estas cuencas se encuentran respectivamente delimitadas por las estaciones de aforo que se muestran en la siguiente **Tabla 41**, en donde se incluyen los valores de las características físicas en base a las cuales fue delineada la región.

Tabla 41. Estaciones y principales características asociadas de la región 1

Código	Nº de registros	A_c (km ²)	ΔH (m)	H (m.s.n.m.)	P_{max} (mm/día)	Ev_{pp} (mm)	UTMx (m)	UTMy (m)
1343	25	317.4	615	265.7	53.5	713.0	279845	4808540
1378	36	214.6	1398	590.7	51.3	705.1	246737	4798750
1395	45	413.5	1271	529.1	52.7	649.9	217460	4812170
1414	36	132.7	1169	410.7	51.4	643.9	185208	4819460
1431	23	145.5	1007	484.2	46.8	628.6	142475	4818860
1433	41	166.4	1023	356.0	47.7	673.3	139447	4828110
1438	36	199.8	1032	495.0	52.6	697.5	128984	4831620
1443	24	105.4	730	350.1	59.2	742.8	106844	4835640
1446	36	109.1	572	254.9	63.1	768.5	97108	4831500
1485	39	436.1	561	233.9	52.6	732.9	38901	4798660
1920	39	95.3	400	348.4	58.4	690.8	39000	4780270
Cecebre	33	247.8	508	232.6	46.6	666.9	69268	4796560
Ribeira	25	132.5	634	642.0	55.6	728.6	119580	4822168
Promedio	33.7	208.9	840.0	399.5	53.2	695.5	139296.7	4814023.7
Desv. estándar	7.2	114.7	324.3	138.3	4.9	41.9	75219.5	16701.2
Coef. variación	0.21	0.55	0.39	0.35	0.09	0.06	0.54	0.003

En la siguiente **Figura 94** se presenta el diagrama de los L-momentos $LCs - LKk$ de las 13 estaciones de la región 1, en donde se puede observar la gran capacidad que presenta la distribución logística generalizada GLO para describir los L-momentos regionales de las 13 estaciones de la región.

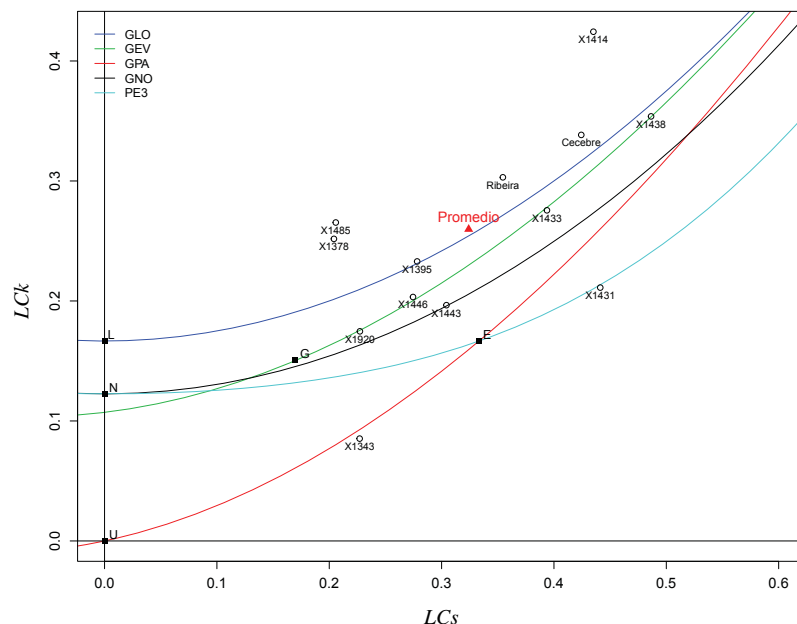


Figura 94. Diagrama de los L-momentos $LCs - LKk$ de la región 1

No obstante y pese a que las medidas de heterogeneidad H_1 , H_2 y H_3 alcanzan valores de 0.84, 0.07 y -0.58 respectivamente, la correlación espacial existente entre las series de estas 13 estaciones podría estar provocando una distorsión relevante de dichas medidas, cuyos valores asociados podrían encontrarse infravalorados.

Así pues, con objeto de evaluar de una forma explícita el efecto provocado por tal correlación, a partir de los L-momentos regionales y el caudal máximo promedio de las muestras de partida de la región 1 se han generado 500 regiones sintéticas con igual número de datos y estaciones que dicha región, condicionando la simulación a que los valores de caudal máximo generados muestren una correlación espacial entre estaciones igual a la presentada por las muestras de partida (de coeficiente de correlación medio 0.21). En base a estas series sintéticas se han obtenido entonces las medidas de heterogeneidad H_l ($l=1, 2, 3$) de cada una de las 500 regiones simuladas, cuyos valores promedio \bar{H}_1 , \bar{H}_2 y \bar{H}_3 de todas ellas resultan de 0.36, 0.37 y 0.42 respectivamente.

Comparando estos valores de heterogeneidad promedio con los H_l de las muestras de partida, se observa que la principal medida de heterogeneidad H_1 presenta un valor apreciablemente superior al promedio \bar{H}_1 derivado de las regiones sintéticas simuladas (0.84 frente a 0.36, respectivamente), lo cual apunta hacia una posible presencia de heterogeneidad en el LCv de la región.

Así pues, con objeto de plantear un esquema de modelización bajo el cual obtener unos valores de incertidumbre de la estimación de los cuantiles más prudentes, se han tanteado diferentes grados de heterogeneidad del LCv hasta dar con aquel grado bajo el cual se alcanzan unas medidas de los valores promedio \bar{H}_1 , \bar{H}_2 y \bar{H}_3 aceptablemente consistentes con la dispersión muestral de los L-momentos y la correlación espacial de los datos de partida. En la **Tabla 42** se muestran los resultados finalmente obtenidos, en donde se puede ver cómo el promedio \bar{H}_1 alcanza a arrojar un valor similar al de la medida H_1 bajo un grado de heterogeneidad del coeficiente LCv de un $\pm 12.3\%$ respecto a su valor regional 0.317.

Tabla 42. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Región 1

Correlación espacial entre estaciones	Coeficiente de correlación medio: 0.21	
Grado de heterogeneidad adoptado	$0.278 \leq LCv_i \leq 0.356$	$i = 1, 2, \dots, 13$
	$LCs_i = 0.324$	$i = 1, 2, \dots, 13$
	$LCK_i = 0.259$	$i = 1, 2, \dots, 13$
	$LC5_i = 0.166$	$i = 1, 2, \dots, 13$
Medida de heterogeneidad promedio obtenida	$\bar{H}_1 = 0.89$	
	$\bar{H}_2 = 0.54$	
	$\bar{H}_3 = 0.42$	
Ajuste \bar{Z}^{DIST} promedio obtenido	GLO* (-0.30), GEV* (-1.28), GNO (-2.00), PE3 (-3.27), GPA (-3.94)	

* Aceptable ajuste estadístico de la función de distribución en cuestión

De este modo, si bien la estimación de los cuantiles se ha llevado a cabo mediante la aplicación directa del método del índice de avenida, la cuantificación de las incertidumbres asociadas a estos cuantiles ha sido calculada a partir de simulaciones de Monte Carlo en las que se ha incluido el grado de heterogeneidad indicado en la **Tabla 42** anterior y la correlación espacial existente entre las series de las distintas estaciones.

En la **Figura 95(a)** adjunta a continuación se presenta la estimación de los cuantiles regionales bajo las 6 funciones de distribución a priori consideradas (WAK, GEV, GLO, GNO, PE3, GPA), mostrándose en la **Figura 95(b)** la incertidumbre asociada a la estimación de dichos cuantiles a través del error cuadrático medio relativo $RMSE_{rel}$.

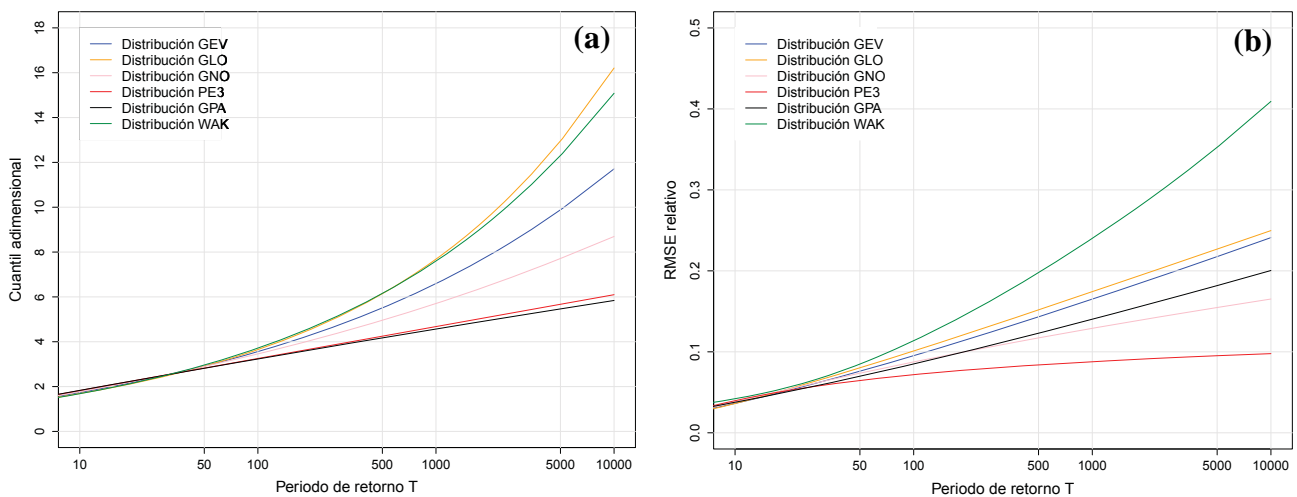


Figura 95. (a) Cuantiles adimensionales región 1 y (b) Errores cuadráticos medios relativos $RMSE_{rel}$

Del análisis de la **Figura 95(a)** se deriva la gran similitud mostrada por las distintas funciones de distribución para los periodos de retorno T menores de 50 años, dispersándose a partir de ahí de una forma progresiva hasta llegar a alcanzar importantes desviaciones bajo los periodos de retorno más extremos. Las estimaciones derivadas de la función triparamétrica de mejor ajuste estadístico GLO arrojan una gran similitud respecto a aquéllas proporcionadas por la función WAK de 5 parámetros, proporcionando ambas unas estimaciones de los cuantiles más extremos que resultan un 20-30% más elevados que los derivados de la función GEV (función bajo la cual también había sido encontrado un ajuste aceptable de las muestras de partida según el estadístico Z^{DIST})

Complementariamente, la **Figura 95(b)** muestra una similar robustez de las funciones de tres parámetros de ajuste aceptable GLO y GEV, presentando la función GEV valores del $RMSE_{rel}$ algo menores que los de la función GLO y a su vez considerablemente menores a los arrojados por la función WAK para $T \geq 100$ años.

Todos estos resultados hacen que, desde una perspectiva global, la función GEV se muestre razonablemente adecuada para modelizar los cuantiles de las 13 estaciones que conforman la región 1, ilustrándose en la **Figura 96** que se adjunta a continuación la curva regional de frecuencia de dicha distribución junto con su incertidumbre asociada a un 90% de confianza.

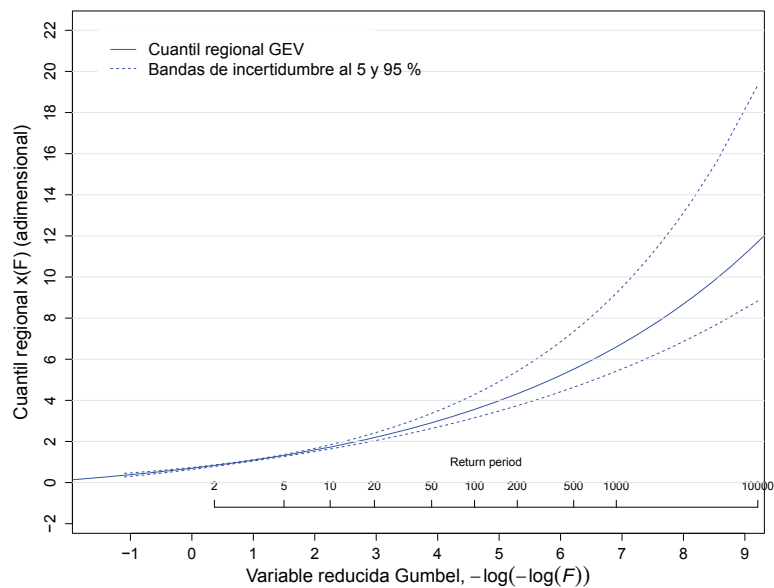


Figura 96. Curva regional GEV y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Región 1

Por otro lado, con objeto de analizar las incertidumbres de los cuantiles en las propias estaciones de aforo, se han contrastado los errores $RMSE_{rel}$ estimados en dichas estaciones bajo el análisis regional de frecuencia frente a los obtenidos mediante un enfoque estrictamente local. Para ello, paralelamente al análisis regional se ha llevado a cabo un análisis local de frecuencia de cada una de las 13 estaciones de la región, mostrándose en las siguientes **Figuras 97(a) y 97(b)** una comparativa de los $RMSE_{rel}$ arrojados por ambos enfoques para aquellas funciones de distribución que presentan un ajuste aceptable de las series de partida.

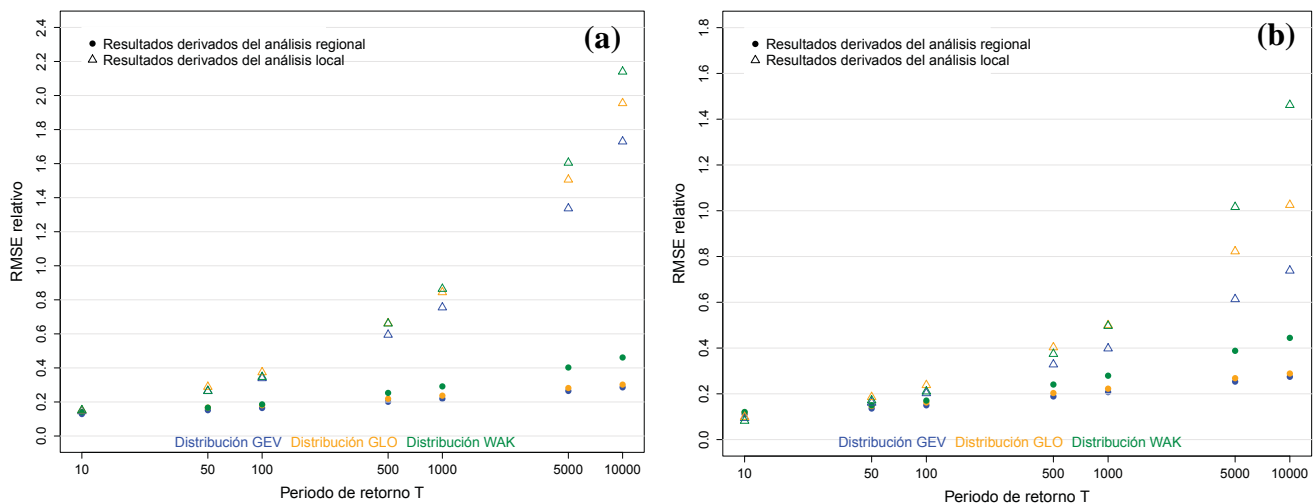


Figura 97. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 13 estaciones de la región 1 (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 13 estaciones de la región 1

Como se puede ver, tanto el valor promedio del $RMSE_{rel}$ de las estaciones de la región como su valor mínimo (**Figuras 97(a) y 97(b)** respectivamente) manifiestan una mayor precisión de las estimaciones proporcionadas por el análisis regional que resulta tanto más acentuada cuanto mayor es el periodo de retorno T considerado.

Cuantitativamente, en la siguiente **Tabla 43** se muestran las reducciones del error promedio obtenidas para las 3 distribuciones de aceptable ajuste de la región, pudiéndose ver cómo el enfoque regional arroja mejores resultados que el análisis local a partir de los 10 años de periodo de retorno.

Tabla 43. Reducciones del valor promedio $RMSE_{rel}$ obtenidas por el análisis regional frente al local. Región 1

Periodo de retorno T (años)		2	10	50	100	500	1000	5000	10000
% de reducción del $RMSE_{rel}$	<i>WAK regional vs WAK local</i>	-13.7	7.5	37.0	46.4	61.6	66.3	74.9	78.4
	<i>GEV regional vs GEV local</i>	-10.9	11.2	42.5	51.5	66.2	71.0	80.2	83.4
	<i>GLO regional vs GLO local</i>	-28.3	5.9	42.2	51.7	66.9	71.9	81.3	84.5

Asimismo, profundizando en el análisis de las anteriores **Figuras 97(a) y 97(b)** resulta destacable ver cómo se disparan los $RMSE_{rel}$ proporcionados por la función de distribución GEV bajo el enfoque local, teniendo en cuenta la amplia aplicación que acostumbra a tener esta función en los análisis locales de frecuencia. Esta elevada incertidumbre deriva en unas bandas de confianza muy abiertas que, si bien incluyen las estimaciones de los cuantiles proporcionadas por el análisis regional, conducen a sobrestimar o infravalorar las estimaciones de los cuantiles extremos de una forma considerable.

A título de ejemplo, en la siguiente **Figura 98** se muestra el análisis particularizado para la estación de *Cecebre*, en donde se comparan las estimaciones arrojadas por el enfoque regional bajo la función GEV adoptada para la región 1, frente a las estimaciones obtenidas mediante el enfoque local también bajo la función GEV. En dicho gráfico se puede observar la considerable mayor incertidumbre asociada a las estimaciones derivadas del enfoque local frente a las obtenidas con el análisis regional, habiéndose marcado en línea discontinua los cuantiles estimados bajo el 5 y 95% de confianza. Adicionalmente, en la misma **Figura 98** se han marcado mediante puntos negros la posición de probabilidad de los datos muestrales de la estación de *Cecebre*, posición calculada según la fórmula de Hazen (1914).

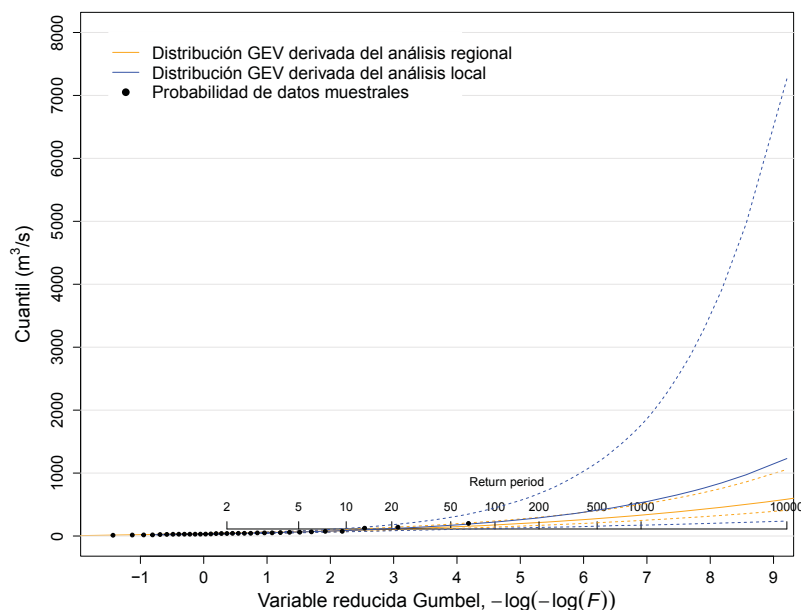


Figura 98. Comparativa de cuantiles GEV regional frente a GEV local para la estación de *Cecebre*

Región 2

La región 2 la constituyen 8 cuencas localizadas en la zona central de la Comunidad Autónoma de Galicia, tal y como se ilustra en la **Figura 85** del **Capítulo 5**. Estas cuencas se encuentran respectivamente delimitadas por las estaciones de aforo que se muestran en la siguiente **Tabla 44**, en donde se incluyen los valores de las características físicas en base a las cuales fue desarrollado el *análisis cluster*.

Tabla 44. Estaciones y principales características asociadas de la región 2

Código	Nº de registros	A_c (km ²)	ΔH (m)	H (m.s.n.m.)	P_{max} (mm/día)	Evp_p (mm)	UTM_x (m)	UTM_y (m)
Portodemouros	26	1180.8	936	537.1	62.6	560.5	91728	4753150
Belesar	26	4335.4	1242	540.1	56.3	564.6	127813	4774890
Tambre	26	1470.5	646	355.5	59.9	659.6	57026	4777800
1617	40	303.3	434	523.6	56.8	606.8	104539	4790270
1542	24	151.4	485	554.4	61.1	571.9	93669	4767390
1609	21	1030.8	664	503.3	54.6	593.2	137894	4796734
1464	40	248.5	574	529.8	55.5	647.3	93330	4790910
1427	72	713.7	1091	568.1	57.6	629.2	161362	4795620
Promedio	34.4	1179.3	759.0	514.0	58.1	604.1	108420.1	4780845.5
Desv. estándar	16.8	1361.5	295.6	66.9	2.8	38.2	32575.2	15370.1
Coef. variación	0.49	1.15	0.39	0.13	0.05	0.06	0.30	0.003

En la siguiente **Figura 99** se presenta el diagrama de los L-momentos $LC_s - LK$ de las 8 estaciones de la región 2, en donde se puede observar cómo la función GNO se muestran gráficamente cómo la más cercana a los L-momentos regionales.

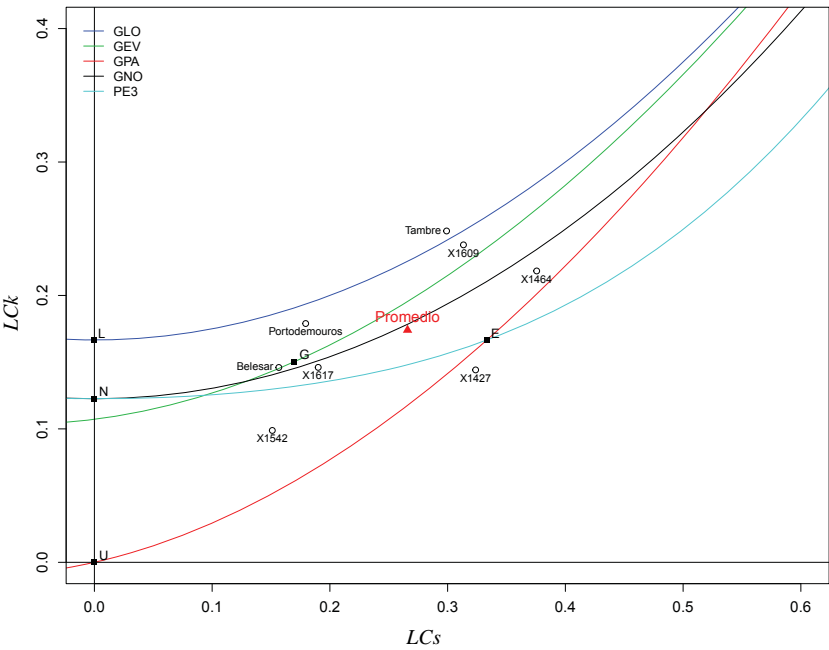


Figura 99. Diagrama de los L-momentos $LC_s - LK$ de la región 2

Esta agrupación de estaciones presenta una considerable correlación espacial entre sus series de caudal máximo anual (0.38 de coeficiente de correlación medio), la cual podría estar distorsionando la fiabilidad de las medidas de heterogeneidad H_1 , H_2 y H_3 previamente obtenidas, cuyos respectivos valores de 0.43, 0.61 y -0.17 podrían estar resultando infravalorados.

Debido a ello se han generado 500 regiones sintéticas a partir de los L-momentos regionales y el caudal máximo promedio de las muestras de partida de esta región 2, con igual número de datos y estaciones que la región original y condicionando el proceso de simulación a que los valores de caudal máximo generados muestren una correlación espacial entre estaciones igual a la presentada por las muestras de partida.

En base a estas series sintéticas se han obtenido unos valores promedio \bar{H}_1 , \bar{H}_2 y \bar{H}_3 de -0.11, -0.05 y 0.02 respectivamente, cuya menor cuantía de las dos primeras respecto a los valores H_1 y H_2 de las muestras de partida apunta hacia una cierta heterogeneidad de la región, en cierto modo consistente con la considerable dispersión de las áreas de captación de las estaciones de aforo en cuestión (ver **Tabla 44**).

Así pues, con objeto de plantear un esquema de modelización que tenga en cuenta el posible efecto de la correlación sobre la incertidumbre asociada a la homogeneidad de esta región, se han tanteado diferentes grados de heterogeneidad del LCv , LCs y LCK hasta dar con aquellos valores bajo los cuales se alcanzan unas medidas de los promedios \bar{H}_1 , \bar{H}_2 y \bar{H}_3 estadísticamente consistentes.

En la siguiente **Tabla 45** se muestran los resultados finalmente obtenidos, en donde se puede ver cómo los valores promedio \bar{H}_l ($l = 1, 2, 3$) alcanzan valores similares a los de H_l bajo el rango de heterogeneidad adoptado que se indica en la misma **Tabla 45**.

Tabla 45. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Región 2

Correlación espacial entre estaciones	Coeficiente de correlación medio: 0.38	
Grado de heterogeneidad adoptado	$0.298 \leq LCv_i \leq 0.361$	$i = 1, 2, \dots, 8$
	$0.205 \leq LCs_i \leq 0.326$	$i = 1, 2, \dots, 8$
	$LCK_i = 0.174$	$i = 1, 2, \dots, 8$
	$LC5_i = 0.113$	$i = 1, 2, \dots, 8$
Medida de heterogeneidad promedio obtenida	$\bar{H}_1 = 0.47$	
	$\bar{H}_2 = 0.61$	
	$\bar{H}_3 = 0.44$	
Ajuste \bar{Z}^{DIST} promedio obtenido	GLO (2.07), GEV* (0.98), GNO* (0.37), PE3* (-0.74), GPA (-1.83)	

* Aceptable ajuste estadístico de la función de distribución en cuestión

A partir de estos supuestos, en la siguiente **Figura 100(a)** se presenta la estimación de los cuantiles regionales bajo las 6 funciones a priori consideradas, mostrándose en la **Figura 100(b)** su incertidumbre asociada.

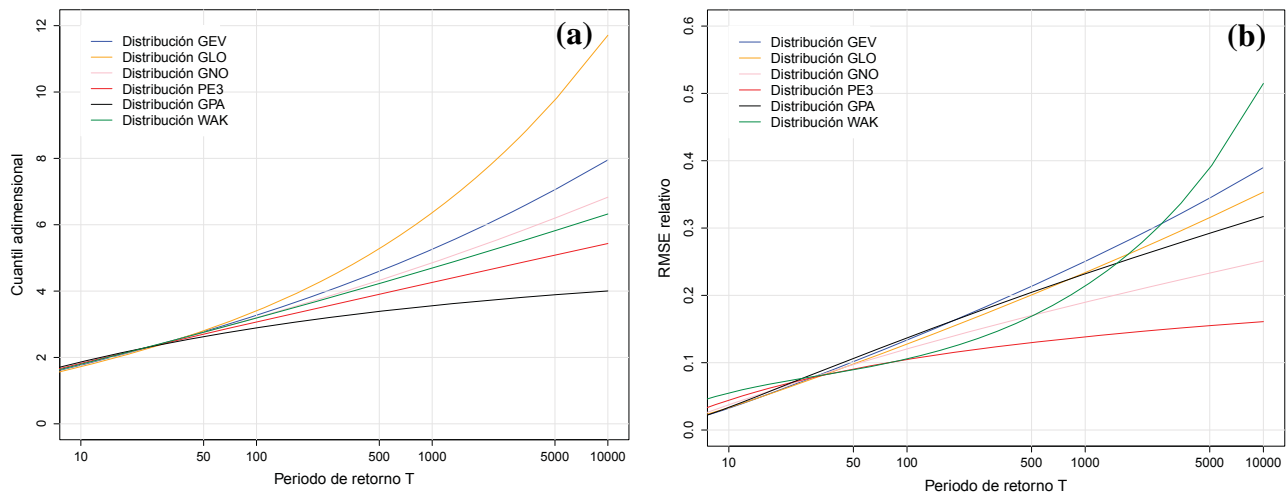


Figura 100. (a) Cuantiles adimensionales región 2 y (b) Errores cuadráticos medios relativos $RMSE_{rel}$

Tal y como muestra la **Figura 100(a)**, los cuantiles de todas las funciones de distribución muestran una gran similitud para periodos de retorno $T < 50$ años, dispersándose a partir de ahí de una forma progresiva hasta llegar a alcanzar importantes desviaciones principalmente relativas a las estimaciones derivadas de las funciones GLO y GPA (funciones éstas últimas cuyo ajuste a las muestras de partida se muestran insuficientes según el estadístico Z^{DIST}).

Complementariamente, la función PE3 se alza como la distribución de mayor robustez global de entre todas las funciones evaluadas, obteniéndose con ella valores del $RMSE_{rel}$ apreciablemente menores a partir de los 100 años de periodo de retorno T (ver **Figura 100(b)**). Debido a ello y a su aceptable bondad de ajuste, la función PE3 se presenta como razonablemente adecuada para modelizar los cuantiles de las 8 estaciones que conforman la región 2, ilustrándose en la siguiente **Figura 101** la curva regional de frecuencia de dicha distribución junto con su incertidumbre asociada a un 90% de confianza.

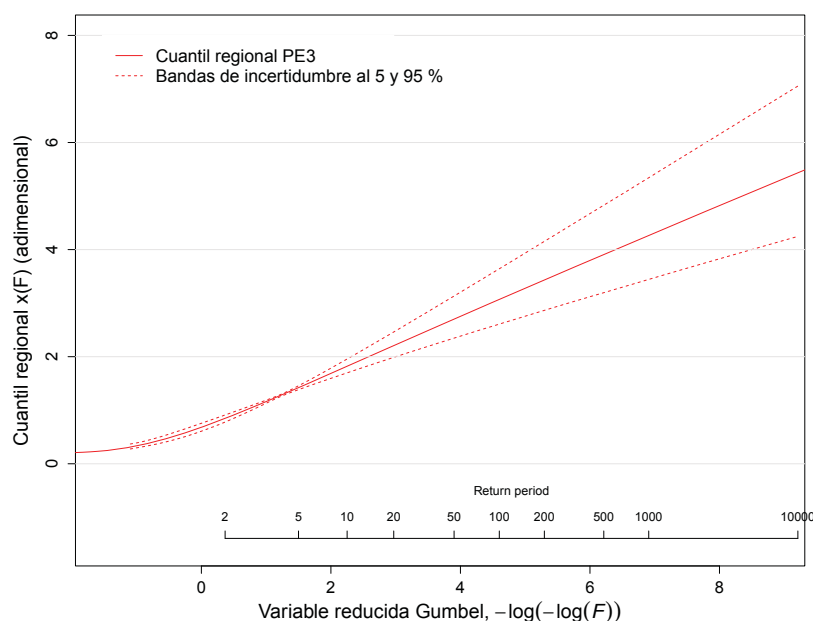


Figura 101. Curva regional PE3 y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Región 2

Adicionalmente se han analizado las incertidumbres de los cuantiles en las propias estaciones de aforo de la región 2, comparando los errores $RMSE_{rel}$ estimados en dichas estaciones bajo el análisis regional de frecuencias frente a los obtenidos mediante un enfoque local. A continuación se muestra tal comparativa para aquellas funciones de distribución que presentan un aceptable ajuste de las series de partida, ilustrándose en la **Figura 102(a)** el valor promedio del $RMSE_{rel}$ de todas las estaciones de la región 2 para ambos enfoques de análisis, y en la **Figura 102(b)** su valor mínimo.

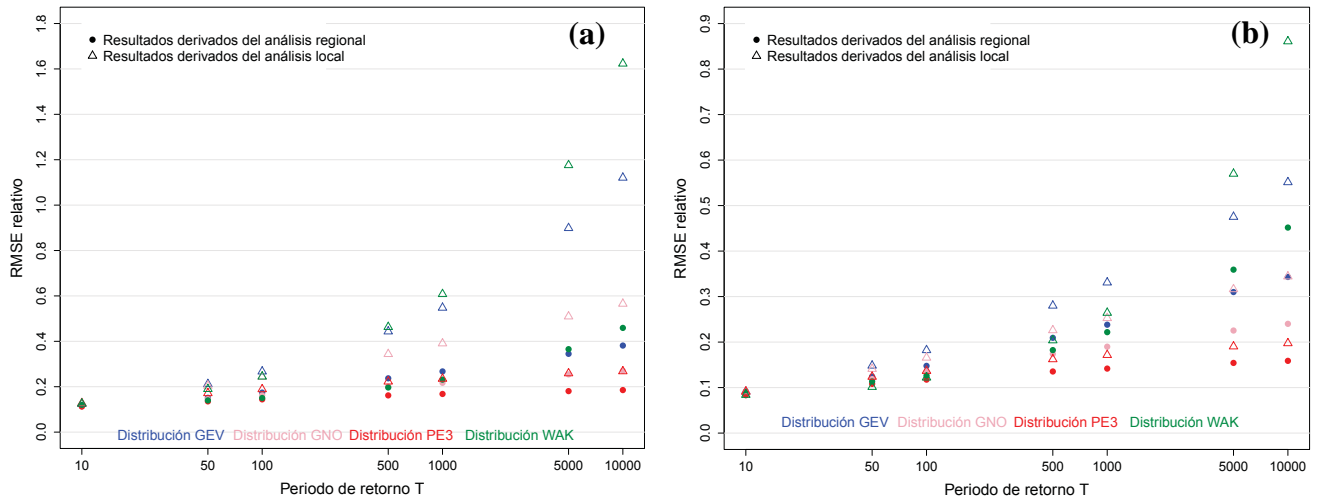


Figura 102. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 9 estaciones de la región 2 (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 9 estaciones de la región 2

Como se puede observar, la comparativa de resultados entre ambas metodologías pone de relieve la conveniencia de aplicar el análisis regional de frecuencias a esta segunda agrupación de estaciones, teniendo en cuenta que los errores obtenidos bajo el enfoque regional resultan globalmente menores que los derivados del enfoque local. Desde un punto de vista cuantitativo, en la siguiente **Tabla 46** se muestran las reducciones del error promedio obtenidas para las 4 distribuciones de aceptable ajuste de la región, pudiéndose ver la mayor robustez globalmente aportada por el enfoque regional bajo periodos de retorno $T \geq 10$ años.

Tabla 46. Reducciones del valor promedio $RMSE_{rel}$ obtenidas por el análisis regional frente al local. Región 2

Periodo de retorno T (años)		2	10	50	100	500	1000	5000	10000
% de reducción del $RMSE_{rel}$	WAK regional vs WAK local	4.8	3.7	25.6	37.7	56.3	60.7	68.1	71.1
	PE3 regional vs PE3 local	3.2	10.5	20.9	23.5	27.2	28.3	30.2	30.8
	GEV regional vs GEV local	-7.3	8.2	28.6	34.8	46.6	51.3	61.7	66.0
	GNO regional vs GNO local	-3.8	10.7	28.3	33.3	41.7	44.6	50.4	52.6

Análisis adicionales de las **Figuras 102(a) y 102(b)** conducen a llamar nuevamente la atención sobre los elevados $RMSE_{rel}$ proporcionados por la función de distribución GEV bajo el enfoque local, teniendo en cuenta la amplia aplicación que acostumbra a tener esta función entre los análisis locales de frecuencia. Esta elevada incertidumbre se manifiesta en unas bandas de confianza muy abiertas que, si bien incluyen las

estimaciones de los cuantiles proporcionadas por el análisis regional, conducen a sobrestimar o infravalorar las estimaciones de los cuantiles extremos.

A título de ejemplo, en la **Figura 103** se muestran los resultados obtenidos para la estación de aforos de *Tambre*, en la que se han comparado las estimaciones derivadas del enfoque regional bajo la función de mayor robustez PE3 frente a las obtenidas mediante el enfoque local con la función GEV. En dicha **Figura 103** se puede observar cómo aumenta la incertidumbre asociada a la estimación de los cuantiles según crece el periodo de retorno T , quedando patente la considerable mayor incertidumbre asociada a las estimaciones derivadas del enfoque local bajo la función de distribución GEV. Mediante línea discontinua se han marcado los cuantiles estimados bajo el 90% de confianza, mientras que con puntos negros se ha localizado la posición de probabilidad vinculada a los datos muestrales de la estación calculada según la fórmula de Hazen.

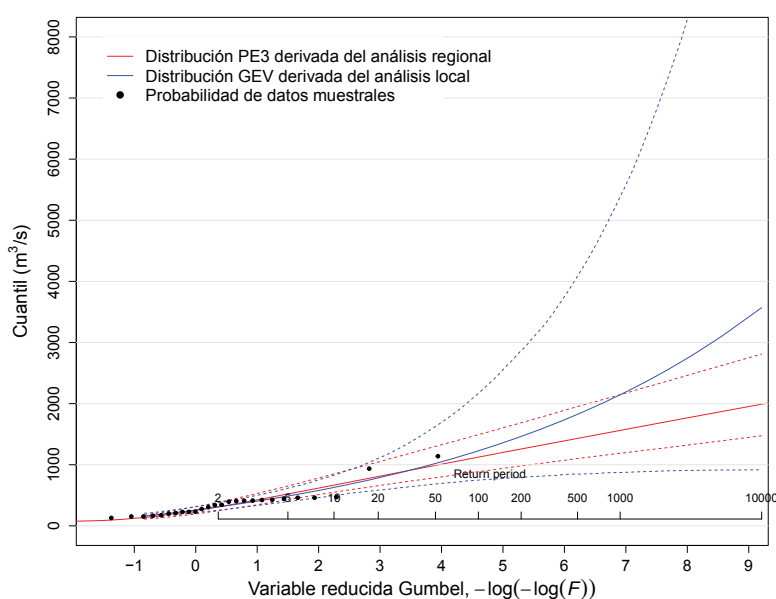


Figura 103. Comparativa de cuantiles PE3 regional frente a GEV local para la estación de aforos de *Tambre*

Del posicionamiento gráfico de la probabilidad de los datos queda claramente manifiesto el elevado valor de las avenidas máximas que se dieron en los años hidrológicos 1989/1990 y 2000/2001 en la estación de aforos de *Tambre*, presentándose caudales punta de 935.9 m³/s y 1139.5 m³/s respectivamente. Estadísticamente, estas avenidas se corresponden con eventos particularmente extremos que rozan el límite matemático de ser considerados como *outliers* y que, por consiguiente, podrían encontrarse asociados a periodos de retorno apreciablemente mayores a los que se derivan del análisis del posicionamiento estadístico (17 y 52 años respectivamente). Es por ello que la distribución GEV ajustada localmente presente un incremento muy acusado de los cuantiles extremos respecto a los derivados del análisis regional, al no contar con un número suficiente de registros que permita atenuar la confusa influencia de estas dos avenidas.

Estos resultados reflejan la menor fiabilidad que en la mayoría de los casos arroja el análisis local frente al método regional, mostrándose hasta dónde pueden llegar a desvirtuarse las estimaciones locales cuándo apenas se cuenta con series de 20-30 años de registros.

Región 3

La región 3 se encuentra conformada por 5 cuencas localizadas en el suroeste de Galicia, tal y como muestra la **Figura 85** del **Capítulo 5** de la presente Tesis. Estas cuencas se encuentran respectivamente delimitadas por las estaciones de aforo que se muestran en la siguiente **Tabla 47**, en donde se incluyen los valores de las características físicas en base a las cuales fue delineada la región.

Tabla 47. Estaciones y principales características asociadas de la región 3

Código	Nº de registros	A_c (km ²)	ΔH (m)	H (m.s.n.m.)	P_{max} (mm/día)	Ev_{pp} (mm)	UTM_x (m)	UTM_y (m)
Albarelos	26	200.7	860	622.0	66.8	736.2	66750	4709380
1645	42	278.3	1137	428.3	66.2	755.8	53372	4692370
1647	28	148.2	732	185.5	75.6	747.9	35363	4682690
1552	23	548.2	947	536.3	73.4	609.9	73973	4736270
1564	27	198.1	786	415.2	81.0	647.3	49794	4733710
<i>Promedio</i>	<i>29.2</i>	<i>274.7</i>	<i>892.4</i>	<i>437.5</i>	<i>72.6</i>	<i>699.4</i>	<i>55850.4</i>	<i>4710884.0</i>
<i>Desv. estándar</i>	<i>7.4</i>	<i>159.8</i>	<i>158.8</i>	<i>164.2</i>	<i>6.2</i>	<i>66.4</i>	<i>15081.3</i>	<i>24007.3</i>
<i>Coef. variación</i>	<i>0.25</i>	<i>0.58</i>	<i>0.18</i>	<i>0.38</i>	<i>0.09</i>	<i>0.09</i>	<i>0.27</i>	<i>0.005</i>

En la siguiente **Figura 104** se presenta el diagrama de los L-momentos $LCs - LK$ de las 5 estaciones de la región, en donde se puede observar cómo la función PE3 se muestra gráficamente cómo la más cercana a los L-momentos regionales.

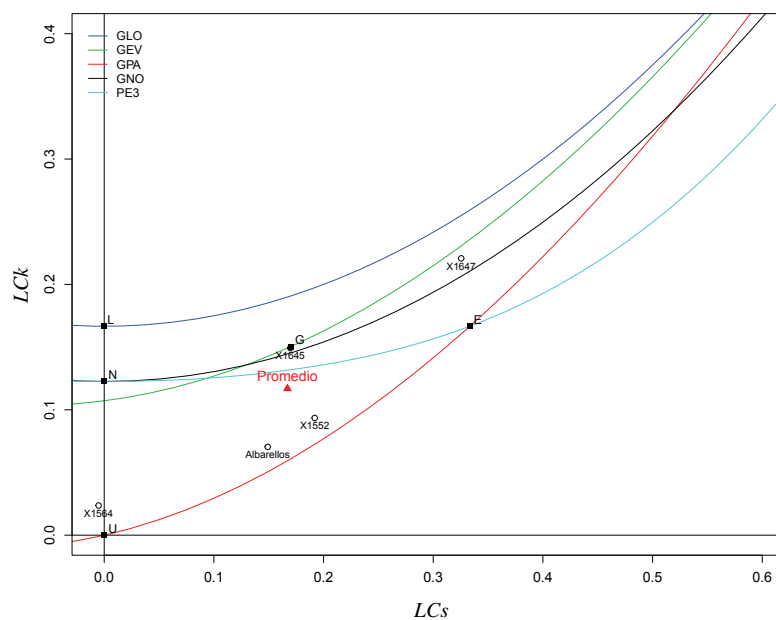


Figura 104. Diagrama de los L-momentos $LCs - LK$ de la región 3

Al igual que en las regiones anteriores, la considerable correlación espacial existente entre las series de caudal máximo anual de estas 5 estaciones de aforo (0.31 de coeficiente de correlación medio), podría estar distorsionando la fiabilidad de las medidas de heterogeneidad H_1 , H_2 y H_3 previamente obtenidas, cuyos respectivos valores de 1.88, 1.09 y 0.54 podrían estar siendo infravalorados.

Debido a ello se han generado 500 regiones sintéticas a partir de los L-momentos regionales y el caudal máximo promedio de las muestras de partida de esta región 3, con igual número de datos y estaciones que la región original y condicionando el proceso de simulación a que los valores de caudal máximo generados muestren una correlación espacial entre estaciones igual a la presentada por las muestras de partida.

En base a estas series sintéticas se han obtenido unos valores promedio \bar{H}_1 , \bar{H}_2 y \bar{H}_3 de -0.13, -0.11 y -0.09 respectivamente, cuya menor cuantía respecto a los valores H_1 , H_2 y H_3 de las muestras de partida apunta hacia una heterogeneidad que ha de ser tenida en cuenta para poder calcular posteriormente la incertidumbre asociada a los cuantiles de frecuencia.

Bajo este contexto han sido tanteados diferentes grados de heterogeneidad del LCv , LCs y LCK , hasta alcanzar unas medidas de los valores promedio \bar{H}_1 , \bar{H}_2 y \bar{H}_3 aceptablemente consistentes con la dispersión muestral de los L-momentos y la correlación espacial de los datos de partida. En la **Tabla 48** se muestran los resultados obtenidos, en donde se puede comprobar cómo bajo el rango de heterogeneidad adoptado se llegan a alcanzar valores promedio \bar{H}_i bastante similares a los H_i de las muestras de partida.

Tabla 48. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Región 3

Correlación espacial entre estaciones	Coeficiente de correlación medio: 0.31	
Grado de heterogeneidad adoptado	$0.236 \leq LCv_i \leq 0.371$	$i = 1, 2, \dots, 5$
	$0.073 \leq LCs_i \leq 0.261$	$i = 1, 2, \dots, 5$
	$LCK_i = 0.117$	$i = 1, 2, \dots, 5$
	$LC5_i = 0.062$	$i = 1, 2, \dots, 5$
Medida de heterogeneidad promedio obtenida	$\bar{H}_1 = 1.86$	
	$\bar{H}_2 = 1.04$	
	$\bar{H}_3 = 0.55$	
Ajuste \bar{Z}^{DIST} promedio obtenido	GLO (2.44), GEV* (1.10), GNO* (0.97), PE3* (0.54), GPA (-1.83)	

* Aceptable ajuste estadístico de la función de distribución en cuestión

En base a estos supuestos ha sido analizada la incertidumbre de los cuantiles regionales derivados de las 6 funciones de distribución a priori consideradas, cuyas ilustraciones gráficas se presentan a continuación y bajo cuyo análisis se han extraído las siguientes conclusiones:

- Por un lado, tal y como muestra la **Figura 105(a)**, los cuantiles de todas las funciones de distribución muestran una considerable similitud para $T < 50$ años, dispersándose a partir de ahí progresivamente hasta llegar a alcanzar importantes desviaciones principalmente relativas a las estimaciones derivadas de las funciones GLO y GPA (funciones cuyo ajuste a las muestras de partida se muestran insuficientes según el estadístico Z^{DIST}).

- Complementariamente, tal y como muestra la **Figura 105(b)**, la función PE3 se alza como la distribución que desde una perspectiva global aporta una mayor robustez a las estimaciones, obteniéndose con ella valores del $RMSE_{rel}$ apreciablemente menores que con el resto de funciones de tres parámetros para $T > 100$ años, así como considerablemente menores a los arrojados por la función WAK para $T > 500$ años, si bien hasta dicho T se muestran bastante similares.

Así pues, teniendo en cuenta la gran similitud mostrada por la función PE3 y la WAK de 5 parámetros tanto en lo que se refiere a la estimación de sus cuantiles regionales como a sus incertidumbres asociadas para periodos de retorno T de menos de 500 años, resultaría factible adoptar cualquier de esta dos funciones para el análisis de la región 3. No obstante, puesto que a partir de los 500 años de periodo de retorno la función WAK comienza a mostrar incertidumbres muy acusadas, parece más razonable adoptar la función PE3 como la distribución mediante la cual modelizar los cuantiles de las 5 estaciones que constituyen la región 3, cuya curva regional de frecuencia e incertidumbre asociada a un 90% de confianza se muestran en la **Figura 106**.

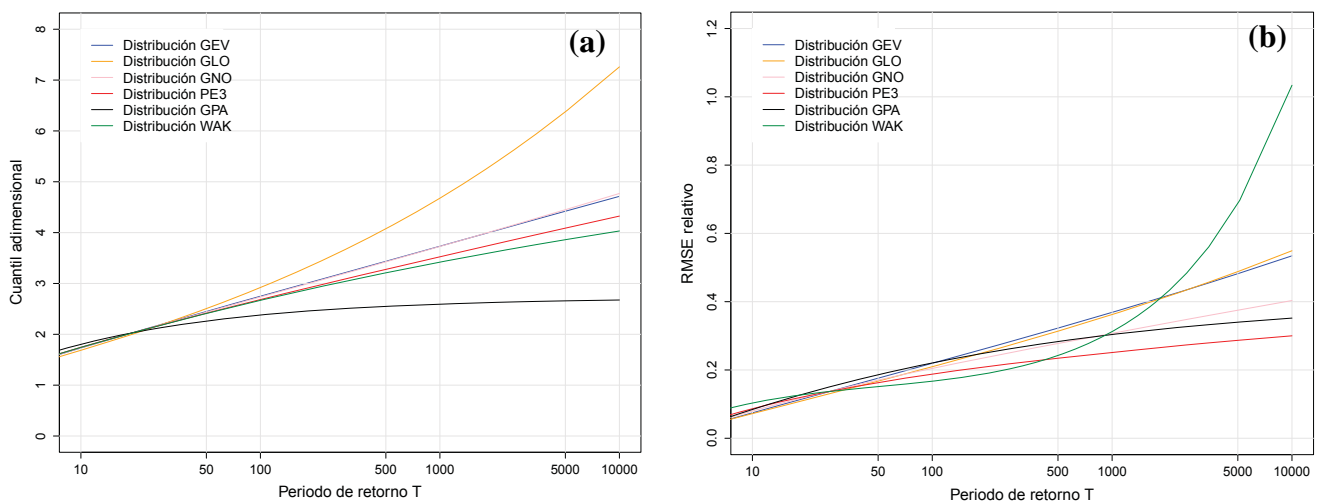


Figura 105. (a) Cuantiles adimensionales región 3 y (b) Errores cuadráticos medios relativos $RMSE_{rel}$

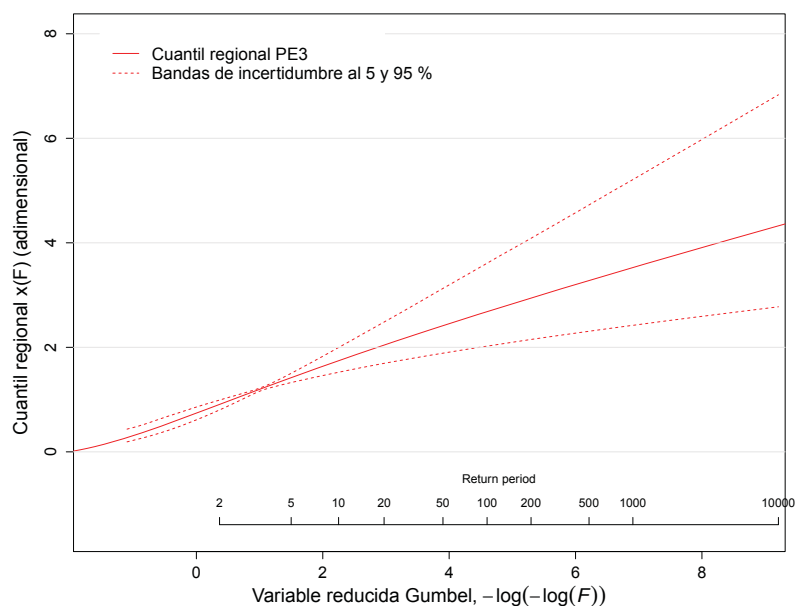


Figura 106. Curva regional PE3 y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Región 3

No obstante, comparando los errores $RMSE_{rel}$ estimados en cada una de las estaciones bajo el propio análisis regional frente a los obtenidos mediante el enfoque estrictamente local, se puede ver cómo la acusada heterogeneidad detectada en esta región 3 conduce a estimaciones regionales que en una importante cantidad de casos resultan menos precisas que las derivadas del enfoque local, tal y como manifiesta la comparativa del valor promedio del $RMSE_{rel}$ de la **Figura 107(a)** y los valores mínimos ilustrados en la **Figura 107(b)**.

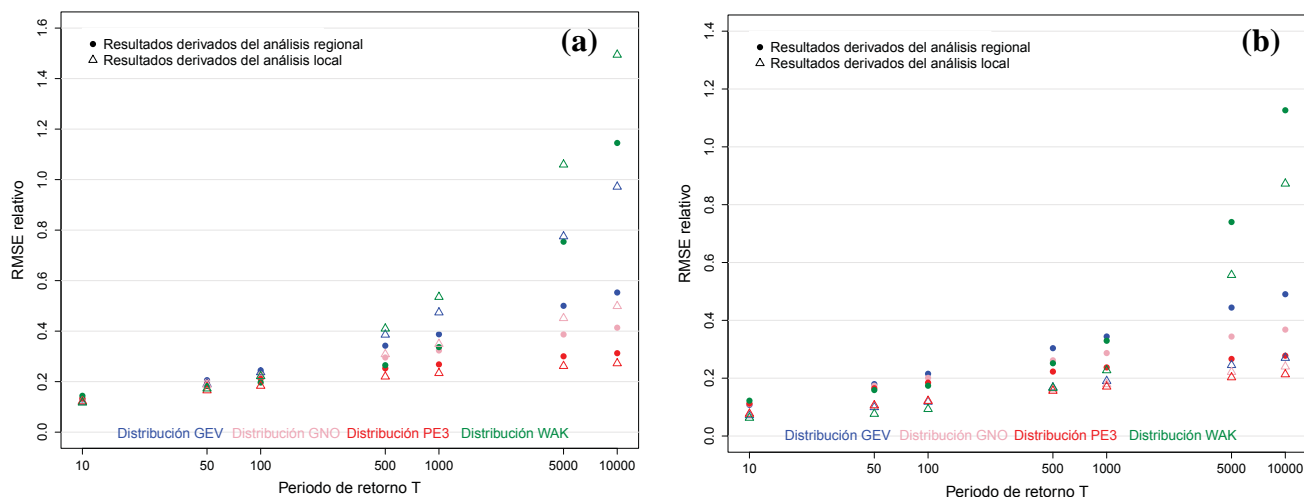


Figura 107. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 5 estaciones de la región 3 (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 5 estaciones de la región 3

Bajo este contexto de resultados se ha podido ver además que, si bien es cierto que los resultados derivados del enfoque regional mejoran al excluir del análisis las estaciones 1564 y 1647 (estaciones cuyo par de ratios $LCv-LCs$ presenta una apreciable desviación respecto a los de las otras tres), el reducido número de estaciones con el que se cuenta entonces y la persistencia de la heterogeneidad en el LCv hacen que la mejora obtenida resulte insuficiente como para poder recomendar de una forma clara el enfoque regional frente al local. Esto se puede ver en las **Figuras 108(a)** y **108(b)** que se adjuntan a continuación, en donde queda manifiesta la gran similitud predictiva que ambos enfoques presentan bajo la función de mayor robustez PE3.

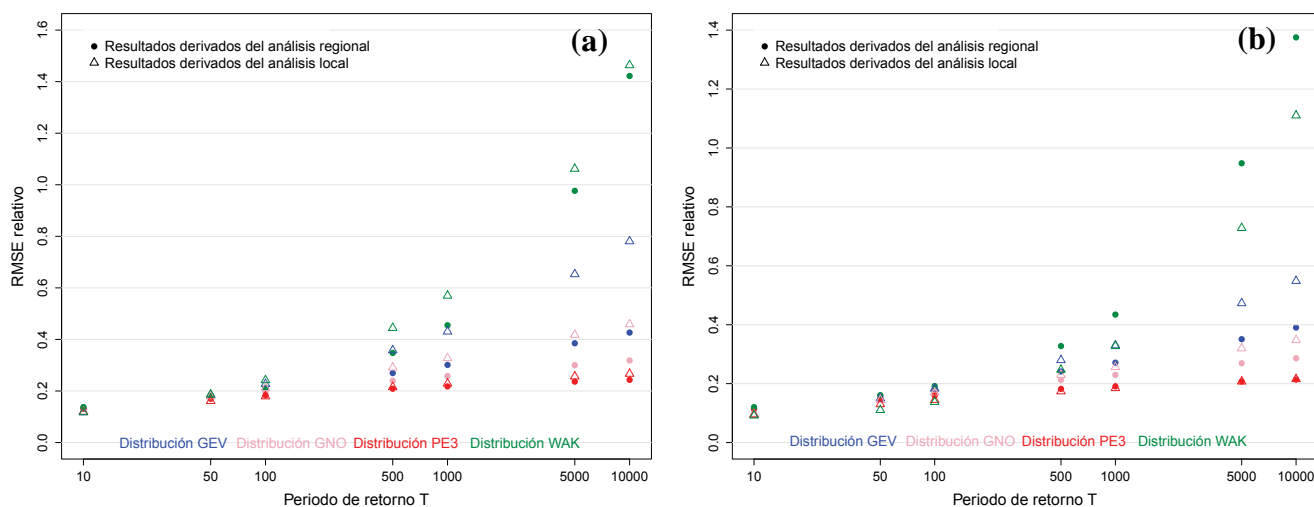


Figura 108. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa error promedio de los cuantiles de las estaciones de Albarellos, 1552 y 1645 (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de esas mismas 3 estaciones.

Región 4

La región 4 la constituyen 3 cuencas localizadas en la zona sur de Galicia, tal y como se puede ver en la **Figura 85** del **Capítulo 5**. Estas cuencas se encuentran respectivamente delimitadas por las estaciones de aforo que se muestran en la siguiente **Tabla 49**, en donde se incluyen los valores de las características físicas en base a las cuales fue desarrollado el *análisis cluster* global de la zona en estudio.

Tabla 49. Estaciones y principales características asociadas de la región 4

Código	Nº de registros	A_c (km ²)	ΔH (m)	H (m.s.n.m.)	P_{max} (mm/día)	Evp_p (mm)	UTMx (m)	UTMy (m)
Conchas	26	852.8	864	745.5	51.0	627.7	105046	4665920
Salas	26	145.7	612	1002.3	61.7	641.7	97074	4651420
1805	30	687.7	788	733.2	49.0	617.1	109094	4666700
<i>Promedio</i>	<i>27.3</i>	<i>562.1</i>	<i>754.7</i>	<i>827.0</i>	<i>53.9</i>	<i>628.8</i>	<i>103738.0</i>	<i>4661346.7</i>
<i>Desv. estándar</i>	<i>2.3</i>	<i>369.9</i>	<i>129.3</i>	<i>151.9</i>	<i>6.8</i>	<i>12.3</i>	<i>6115.8</i>	<i>8605.6</i>
<i>Coef. variación</i>	<i>0.08</i>	<i>0.66</i>	<i>0.17</i>	<i>0.18</i>	<i>0.13</i>	<i>0.02</i>	<i>0.06</i>	<i>0.002</i>

En la siguiente **Figura 109** se presenta el diagrama de los L-momentos $LCs - LK$ de estas 3 estaciones, en donde se puede observar la relevante dispersión mostrada por el L-coeficiente de asimetría LCs , así como la gran cercanía del promedio regional de los L-momentos de la agrupación a la curva de la función PE3.

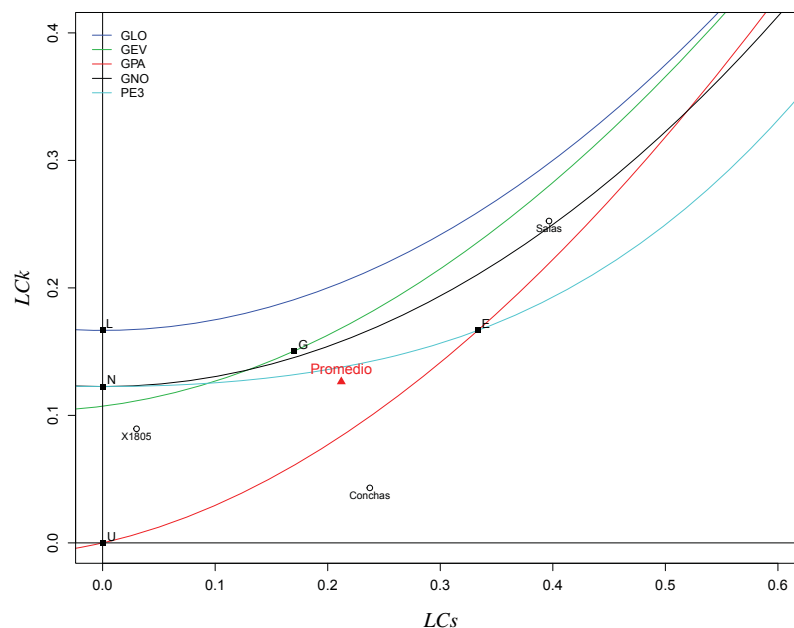


Figura 109. Diagrama de los L-momentos $LCs - LK$ de la región 4

Se trata por tanto de una región estadísticamente pobre de sólo 3 estaciones de aforo que muestran una elevada correlación espacial entre sus series de caudal máximo anual (0.67 de coeficiente de correlación medio). Indudablemente, tan alta correlación infravalora el valor de las medidas de heterogeneidad H_1 , H_2 y H_3 obtenidas, cuyos respectivos valores de 0.31, 2.27 y 2.42 muestran ya de por sí una alta heterogeneidad al menos vinculada al coeficiente de asimetría LCs .

Desde un punto de vista físico, esta heterogeneidad parece estar respondiendo a la extensa llanura existente en la comarca de *A Limia*, accidente geográfico que hasta mediados del siglo pasado albergó una enorme laguna de más de 40 km² conocida con el nombre de lago Beón o, más comúnmente, como Laguna de Antela. Actualmente, tras las labores de desecación realizadas en los años 50, sólo quedan remanentes algunas pozas repartidas por la planicie que, en cualquier caso, continúan reflejando la particularidad geomorfológica de la zona cuyo poder de laminación de las avenidas afecta considerablemente a la cuenca de captación de la estación 1805 y, en menor medida, a la de *Conchas*. En la siguiente **Figura 110** se muestra la localización de las 3 estaciones de la región sobre el modelo digital del terreno de 25 x 25 m de celda publicado por el Instituto Geográfico Nacional de España (IGN), en donde se puede ver la importante extensión abarcada por el accidente geográfico asociado a la Laguna de Antela.

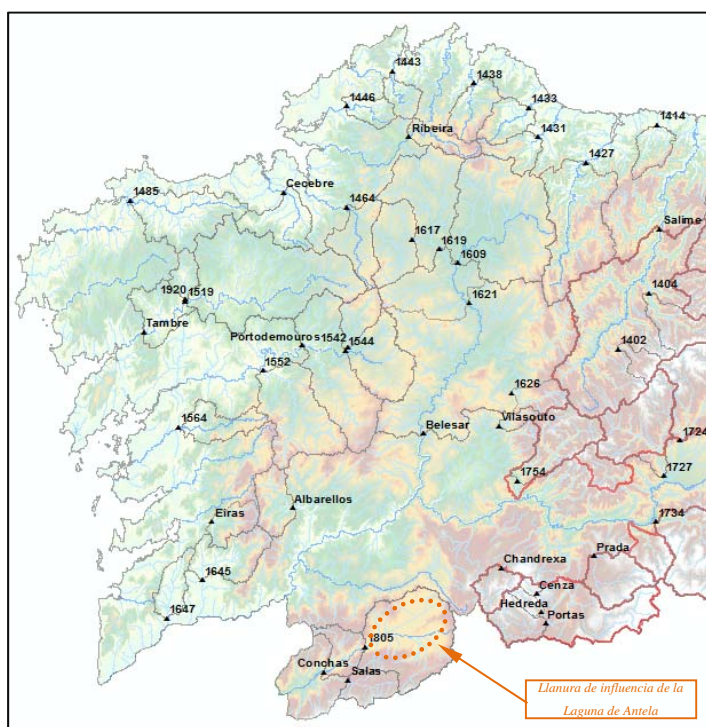


Figura 110. Localización de la llanura de influencia de la Laguna de Antela junto a las cuencas de la región 4

Tal y como se puede ver en la **Figura 110** anterior, la extensa planicie se encuentra localizada en el interior de las cuencas de cierre de las estaciones de aforo 1805 y *Conchas*, llegando a afectar aproximadamente a la mitad de la superficie de la primera y en torno a un tercio del área de la segunda. Es por ello que la influencia hidrológica de esta llanura sobre las crecidas máximas registradas en estas dos estaciones pueda llegar a ser muy relevante, teniendo en cuenta el efecto laminador no lineal provocado sobre los hidrogramas de avenida.

Bajo este contexto hidrológico, los indicios previos de heterogeneidad obtenidos bajo las medidas H_2 y H_3 resultan coherentes, si bien se ha procedido a profundizar en el análisis teniendo en cuenta que la elevada correlación espacial existente entre las series de las 3 estaciones no permite cuantificar las medidas de heterogeneidad H_1 , H_2 y H_3 de un modo suficientemente preciso.

Para tal propósito se han generado 500 regiones sintéticas a partir de los L-momentos regionales y el caudal máximo promedio de las muestras de partida de esta región 3, con igual número de datos y estaciones que la región original y condicionando el proceso de simulación a que los valores de caudal máximo generados muestren una correlación espacial entre estaciones igual a la presentada por las muestras de partida.

En base a estas series sintéticas se han obtenido unos valores promedio \bar{H}_1 , \bar{H}_2 y \bar{H}_3 de -0.46, -0.36 y -0.24 respectivamente, cuya relevante menor cuantía respecto a los valores H_1 , H_2 y H_3 de las muestras de partida pone de relieve la heterogeneidad de la región.

Bajo este contexto han sido tanteados diferentes grados de heterogeneidad del LCv , LCs y LCk , mostrándose en la siguiente **Tabla 50** los valores en base a los cuales se alcanzan unas medidas promedio \bar{H}_1 , \bar{H}_2 y \bar{H}_3 estadísticamente consistentes con la dispersión muestral de los L-momentos y la correlación espacial de los datos de partida, obteniéndose en ello valores similares a los 0.31, 2.27 y 2.42 de las respectivas medidas iniciales H_1 , H_2 y H_3 .

Tabla 50. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Región 4

Correlación espacial entre estaciones	Coeficiente de correlación medio: 0.67	
Grado de heterogeneidad adoptado	$0.321 \leq LCv_i \leq 0.391$	$i = 1, 2, 3$
	$0.028 \leq LCs_i \leq 0.395$	$i = 1, 2, 3$
	$0.022 \leq LCk_i \leq 0.231$	$i = 1, 2, 3$
	$LC5_i = 0.066$	$i = 1, 2, 3$
Medida de heterogeneidad promedio obtenida	$\bar{H}_1 = 0.27$	
	$\bar{H}_2 = 2.25$	
	$\bar{H}_3 = 2.31$	
Ajuste \bar{Z}^{DIST} promedio obtenido	GLO (1.95), GEV* (1.11), GNO* (0.91), PE3* (0.46), GPA* (-0.84)	

* Aceptable ajuste estadístico de la función de distribución en cuestión

A partir de estos supuestos, en la siguiente **Figura 111(a)** se presenta la estimación de los cuantiles regionales bajo las 6 funciones a priori consideradas, en donde se puede ver cómo los cuantiles de todas las funciones de distribución muestran una gran similitud para periodos de retorno $T < 50$ años, dispersándose a partir de ahí de una forma progresiva hasta llegar a alcanzar importantes desviaciones principalmente relativas a las estimaciones derivadas de la función GLO, cuyo ajuste a las muestras de partida se muestran insuficientes según el estadístico \bar{Z}^{DIST} .

De forma complementaria, en la **Figura 111(b)** se muestra la incertidumbre asociada a cada una de las funciones evaluadas, alzándose la PE3 como la distribución de mayor robustez bajo la cual se obtienen valores del $RMSE_{rel}$ apreciablemente menores a partir de los 50 años de periodo de retorno T .

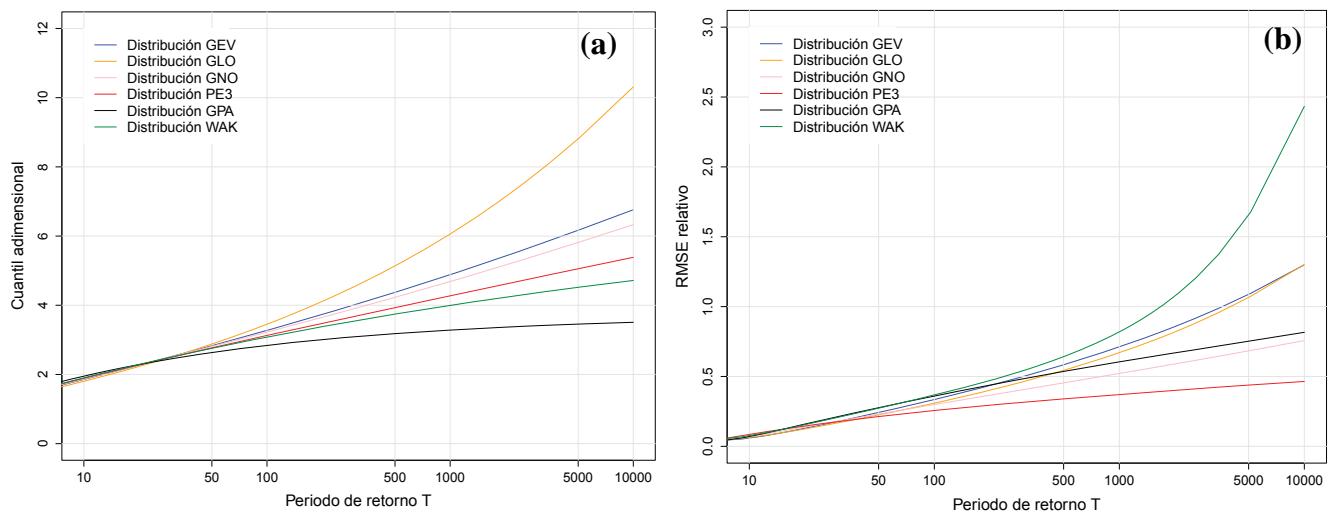


Figura 111. (a) Cuantiles adimensionales región 4 y (b) Errores cuadráticos medios relativos $RMSE_{rel}$

En base a los anteriores resultados, la función PE3 se presenta como razonablemente adecuada para modelizar regionalmente los cuantiles de las 3 estaciones que constituyen la región 4, ilustrándose en la siguiente **Figura 112** la curva regional de frecuencia de dicha distribución junto con su incertidumbre asociada a un 90% de confianza.

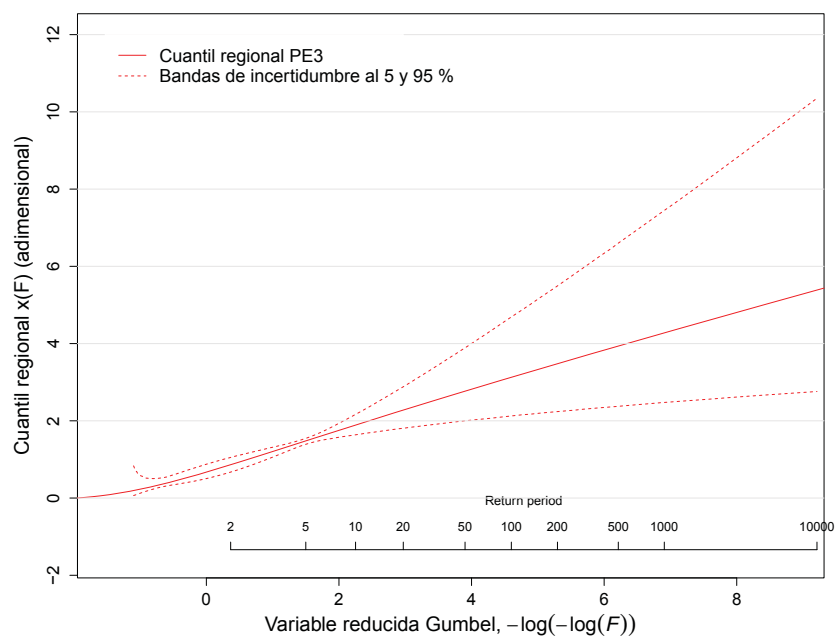


Figura 112. Curva regional PE3 y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Región 4

No obstante, comparando los errores $RMSE_{rel}$ estimados en cada una de las estaciones bajo el análisis regional frente a los obtenidos mediante el enfoque local, se ha podido constatar que la acusada heterogeneidad detectada en esta región 4 conduce a estimaciones regionales globalmente menos precisas que las derivadas del enfoque local, tal y como manifiesta la comparativa del valor promedio del $RMSE_{rel}$ de la **Figura 113(a)** y los valores mínimos ilustrados en la **Figura 113(b)** para las 5 funciones de distribución que muestran un aceptable ajuste de las muestras de partida.

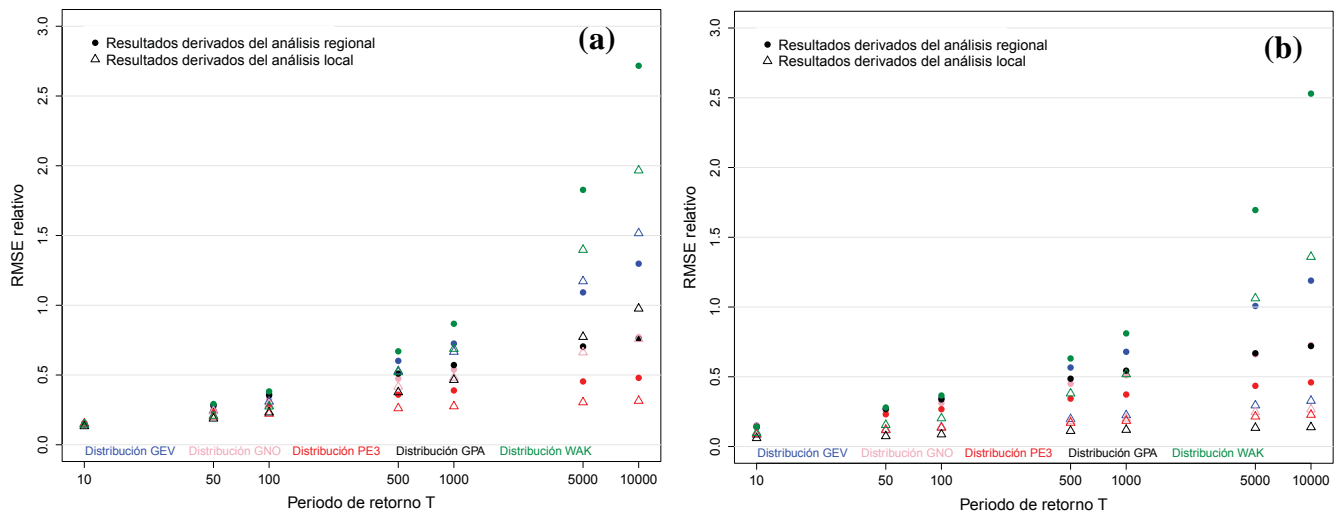


Figura 113. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 3 estaciones de la región 4 (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 3 estaciones de la región 4

Estos resultados ponen de relieve la inconveniencia de aplicar en este caso el análisis regional de frecuencias, teniendo en cuenta la elevada heterogeneidad que muestra esta región 3 como consecuencia de la diferente influencia ejercida por la Laguna de Antela sobre las distintas cuencas de captación de las estaciones de aforo, así como del reducido número de estaciones que conforman esta región.

Para el caso particular de la estación de *Salas*, cuya cuenca de captación se encuentra fuera de los límites de influencia de la Laguna de Antela, se ha podido comprobar que ni siquiera desde un punto de vista meramente estadístico resulta conveniente incorporar esta estación a otras regiones cercanas de la zona en estudio, ya que con ello se introduce una apreciable heterogeneidad indeseable en dichas regiones.

Más conveniente será realizar, mediante futuras investigaciones, una ampliación del estudio que incorpore al análisis estaciones del norte de Portugal mediante las cuales poder conformar una región aceptablemente homogénea para la zona del bajo Miño.

Región 5

La región 5 la conforman 4 cuencas localizadas en la zona nival del bajo Sil, tal y como muestra la **Figura 85** del **Capítulo 5**. Estas cuencas se encuentran respectivamente delimitadas por las estaciones de aforo que se muestran en la siguiente **Tabla 51**, en donde se incluyen los valores de las características físicas en base a las cuales fue desarrollado el *análisis cluster* particularizado para las cuencas a las que el programa ERHIN atribuyó una influencia nival relevante.

Tabla 51. Estaciones y principales características asociadas de la región 5

Código	Nº de registros	A_c (km ²)	ΔH (m)	H (m.s.n.m.)	P_{med} (mm)	$Evpp$ (mm)	$UTMx$ (m)	$UTMy$ (m)
Chandrexá	39	340.7	1347	925.7	1506.0	551.9	156081	4728149
Las Portas	41	166.4	947	1133.9	1815.8	610.9	142715	4671711
Cenza	21	23.9	411	1458.1	1894.1	555.8	146905	4682596
1754	32	129.0	913	1248.7	1759.3	537.9	136208	4682378
Promedio	33.3	165.0	904.5	1191.6	1743.8	564.1	145477.3	4691208.5
Desv. estándar	9.0	131.8	383.5	222.3	167.9	32.1	8327.2	25145.6
Coef. variación	0.27	0.80	0.42	0.19	0.10	0.06	0.06	0.01

En la siguiente **Figura 114** se presenta el diagrama de los L-momentos $LCs - LK$ de las 4 estaciones de la región, en donde se puede observar cómo las funciones GNO, GEV y PE3 se muestran gráficamente muy cercanas a los L-momentos regionales de esta agrupación.

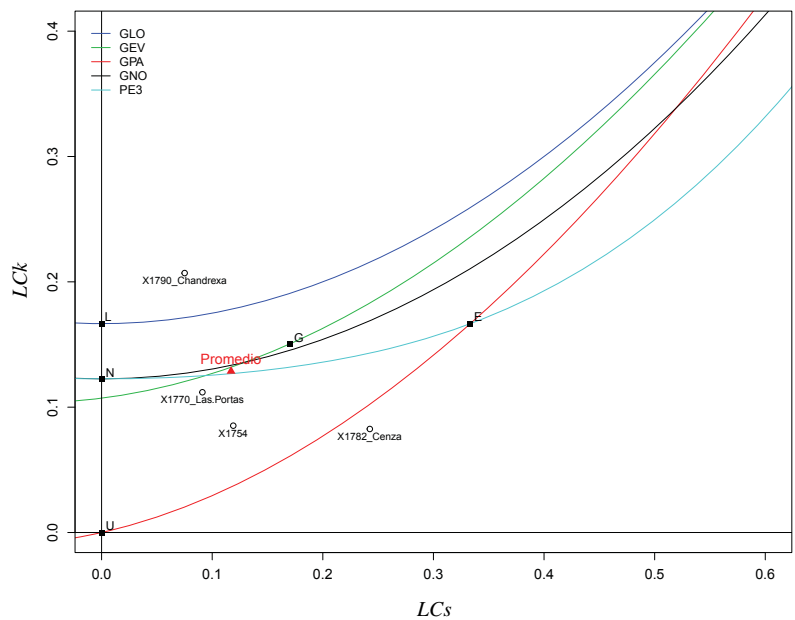


Figura 114. Diagrama de los L-momentos $LCs - LK$ de la región 5

Esta agrupación de estaciones también presenta una considerable correlación espacial entre sus series de caudal máximo anual (0.44 de coeficiente de correlación medio), la cual podría estar distorsionando la fiabilidad de las medidas H_1 , H_2 y H_3 cuyos respectivos valores de 0.38, -0.54 y -0.36 podrían estar siendo

infravalorados. Debido a ello se han generado 500 regiones sintéticas a partir de los L-momentos regionales y el caudal máximo promedio de las muestras de partida de esta región 5, con igual número de datos y estaciones que la región original y condicionando el proceso de simulación a que los valores de caudal máximo generados muestren una correlación entre series igual a la presentada por las muestras de partida.

En base a estas series sintéticas se han obtenido unos valores promedio \bar{H}_1 , \bar{H}_2 y \bar{H}_3 de -0.24, -0.18 y -0.14 respectivamente, cuya menor cuantía de la primera respecto al valor de H_l de las muestras de partida apunta hacia la posibilidad de que exista una cierta heterogeneidad en el LCv de esta región.

Así pues, con objeto de plantear un esquema de modelización que tenga en cuenta el posible efecto de la correlación, se han tanteado diferentes grados de heterogeneidad del LCv hasta dar con aquél bajo el cual se alcanzan unas medidas de los valores promedio \bar{H}_1 , \bar{H}_2 y \bar{H}_3 estadísticamente consistentes. En la siguiente **Tabla 52** se muestran los resultados obtenidos, en donde se puede ver cómo los valores promedio \bar{H}_l ($l = 1, 2, 3$) alcanzan valores similares a los de H_l bajo el rango de heterogeneidad finalmente adoptado.

Tabla 52. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Región 5

Correlación espacial entre estaciones	Coeficiente de correlación medio: 0.44	
Grado de heterogeneidad adoptado	$0.189 \leq LCv_i \leq 0.229$	$i = 1, 2, \dots, 4$
	$LCs_i = 0.117$	$i = 1, 2, \dots, 4$
	$LCk_i = 0.128$	$i = 1, 2, \dots, 4$
	$LC5_i = 0.035$	$i = 1, 2, \dots, 4$
Medida de heterogeneidad promedio obtenida	$\bar{H}_1 = 0.37$	
	$\bar{H}_2 = -0.07$	
	$\bar{H}_3 = -0.14$	
Ajuste \bar{Z}^{DIST} promedio obtenido	GLO (1.69), GEV* (0.15), GNO* (0.21), PE3* (-0.02), GPA (-2.90)	

* Aceptable ajuste estadístico de la función de distribución en cuestión

A partir de estos supuestos, en la siguiente **Figura 115(a)** se presenta la estimación de los cuantiles regionales bajo las 6 funciones a priori consideradas, en donde se puede ver cómo los cuantiles de todas las funciones de distribución muestran una gran similitud para periodos de retorno $T < 50$ años, dispersándose a partir de ahí de una forma progresiva hasta llegar a alcanzar importantes desviaciones principalmente en lo que se refiere a las estimaciones derivadas de las funciones GLO y GPA (funciones que presentaron un ajuste estadísticamente insuficiente). Por otro lado, las distribuciones GEV, GNO y PE3 presentan una gran similitud descriptiva, que no difiere considerablemente de la aportada por la función WAK de 5 parámetros.

Complementariamente, en la **Figura 115(b)** se muestra la incertidumbre asociada a cada una de las funciones evaluadas, alzándose las funciones PE3 y GPA como las distribuciones bajo las cuales se obtienen valores del $RMSE_{rel}$ apreciablemente menores a partir de los 200 años de periodo de retorno T .

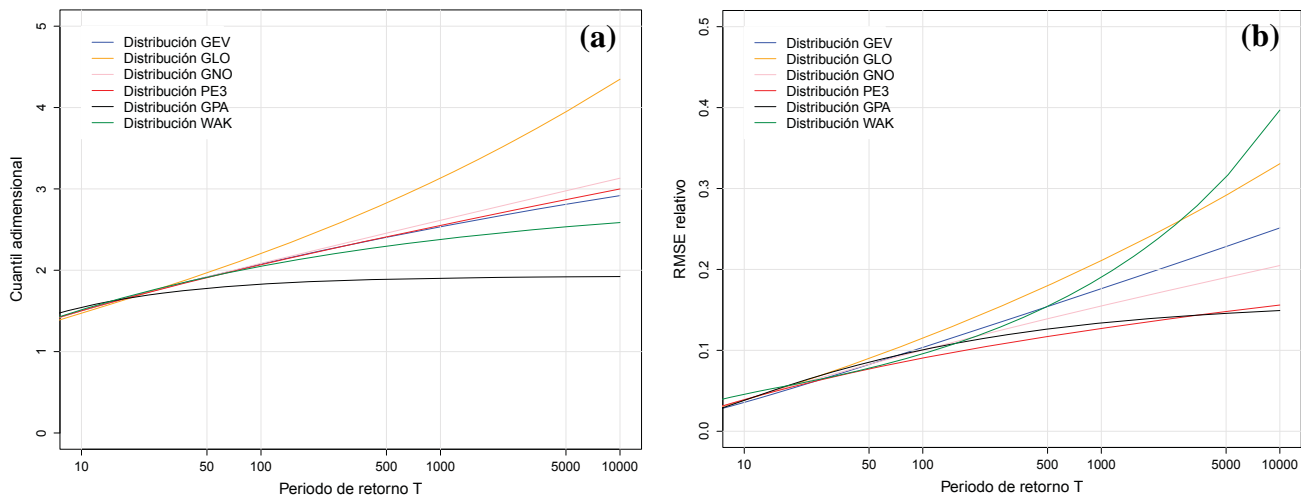


Figura 115. (a) Cuantiles adimensionales región 5 y (b) Errores cuadráticos medios relativos $RMSE_{rel}$

Así pues, la función PE3 se presenta como distribución razonablemente adecuada para modelizar los cuantiles de las 4 estaciones que constituyen la región 5, ilustrándose en la siguiente **Figura 116** la curva regional de frecuencia de dicha distribución junto con su incertidumbre asociada a un 90% de confianza.

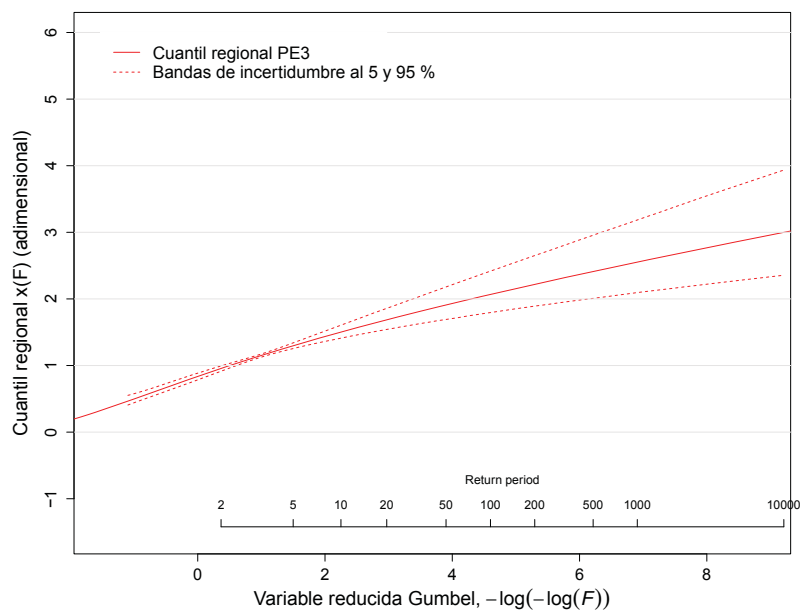


Figura 116. Curva regional PE3 y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Región 5

Por otro lado y con objeto de analizar las incertidumbres de los cuantiles en las propias estaciones de aforo, se han contrastado los errores $RMSE_{rel}$ estimados en dichas estaciones bajo el análisis regional de frecuencia frente a los obtenidos mediante un enfoque estrictamente local. Para ello, paralelamente al análisis regional se ha llevado a cabo un análisis local de frecuencia de cada una de las 4 estaciones de la región, mostrándose respectivamente en las siguientes **Figuras 117(a) y 117(b)** una comparativa de los $RMSE_{rel}$ promedio y mínimos arrojados por ambos enfoques para aquellas funciones de distribución que presentan un aceptable ajuste de las series de partida.

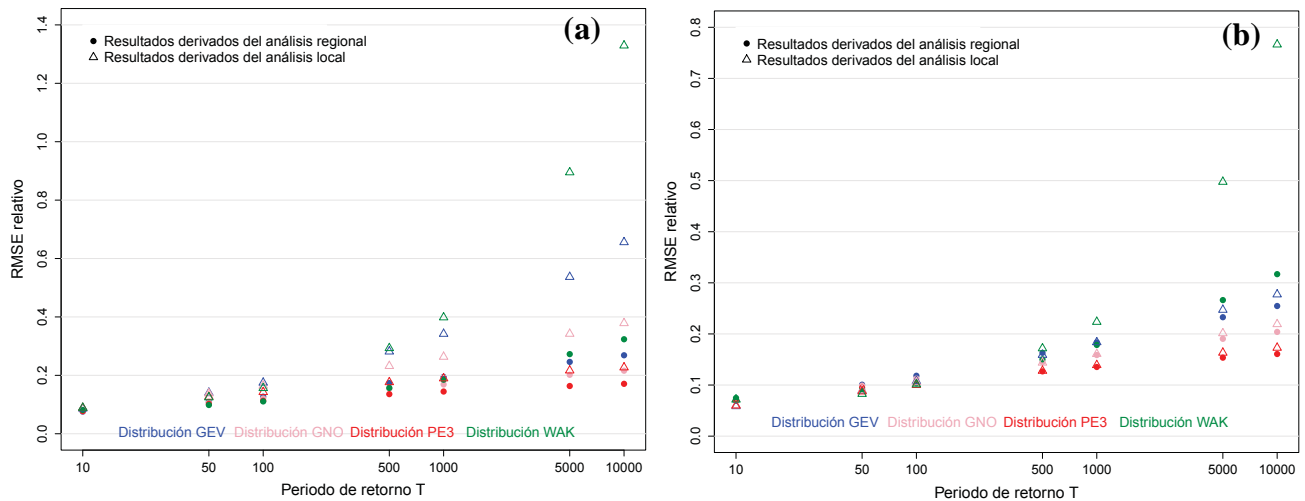


Figura 117. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 4 estaciones de la región 5 (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 4 estaciones de la región 5

Tal y como se puede observar, la comparativa de resultados entre ambas metodologías pone de relieve la conveniencia de aplicar el análisis regional de frecuencias a esta quinta agrupación de estaciones, teniendo en cuenta que los errores obtenidos bajo el enfoque regional resultan globalmente menores que los derivados del enfoque local. Desde un punto de vista cuantitativo, en la siguiente **Tabla 53** se muestran las reducciones del error promedio obtenidas para las 4 distribuciones de aceptable ajuste de la región, pudiéndose ver la mayor robustez aportada por el enfoque regional para periodos de retorno $T \geq 2$ años.

Tabla 53. Reducciones del valor promedio $RMSE_{rel}$ obtenidas por el análisis regional frente al local. Región 5

Periodo de retorno T (años)		2	10	50	100	500	1000	5000	10000
% de reducción del $RMSE_{rel}$	<i>WAK regional vs WAK local</i>	14.8	7.8	20.1	37.7	46.3	53.6	69.8	75.9
	<i>PE3 regional vs PE3 local</i>	10.3	12.4	19.1	20.8	22.9	23.5	24.3	24.5
	<i>GEV regional vs GEV local</i>	7.5	11.5	22.4	27.4	38.5	43.2	54.4	59.3
	<i>GNO regional vs GNO local</i>	8.0	12.7	23.7	27.5	34.6	37.1	42.3	44.4

Nuevamente llama la atención la elevada cuantía de los $RMSE_{rel}$ proporcionados por la función de distribución GEV bajo el enfoque local, teniendo en cuenta la amplia aplicación que acostumbra a tener esta función entre los análisis locales de frecuencia. Esta elevada incertidumbre se manifiesta en unas bandas de confianza muy abiertas que, si bien incluyen las estimaciones de los cuantiles proporcionadas por el análisis regional, conducen inevitablemente a sobrestimar e infravalorar las estimaciones de los cuantiles extremos.

A título de ejemplo, en la siguiente **Figura 118** se han comparado, para la estación 1754, las estimaciones obtenidas mediante el enfoque regional bajo la función adoptada PE3 frente a las estimaciones derivadas del enfoque local bajo la función de distribución GEV. Adicionalmente y para esta misma estación de aforos, en

la **Figura 119** se muestra esta misma comparativa entre el análisis regional y el local, pero tratando ya ambos enfoques bajo la función PE3 atendiendo a la gran robustez mostrada por esta función.

En ambos casos se puede observar cómo aumenta la incertidumbre asociada a la estimación de los cuantiles según crece el periodo de retorno T , quedando patente la considerable mayor incertidumbre asociada a las estimaciones derivadas del enfoque local frente a las obtenidas con el análisis regional. Mediante línea discontinua se marcan los cuantiles estimados bajo el 90% de confianza, mientras que con puntos negros se localiza la posición de probabilidad asociada a los datos muestrales de la estación 1754, posición calculada según la fórmula de Hazen.

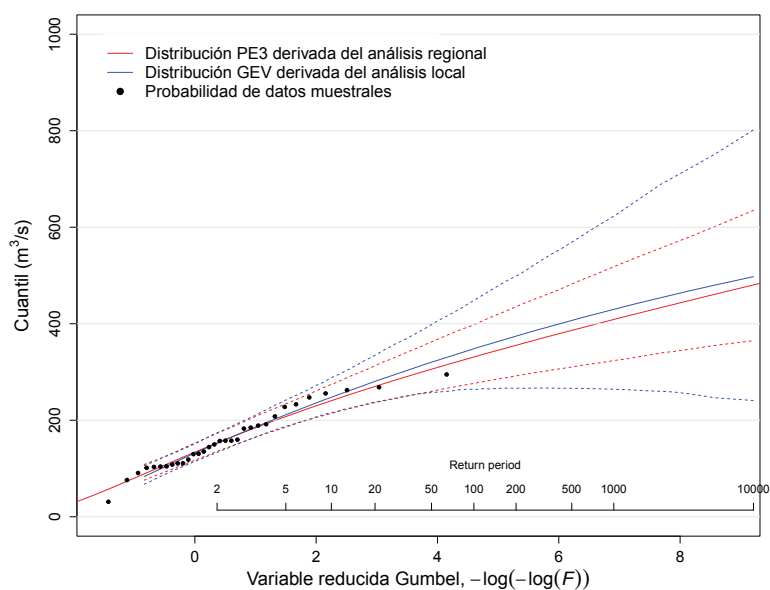


Figura 118. Comparativa de cuantiles PE3 regional frente a GEV local para la estación de aforos 1754

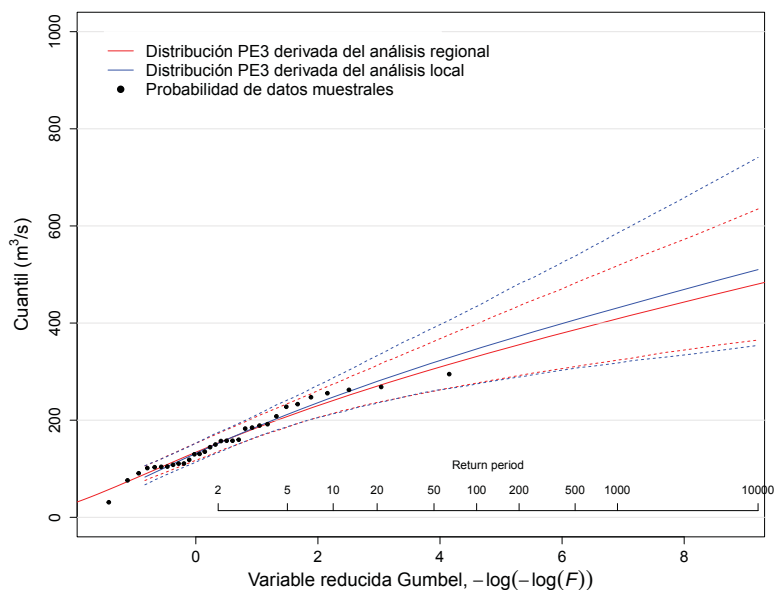


Figura 119. Comparativa de cuantiles PE3 regional frente a PE3 local para la estación de aforos 1754

Región 6

La región 6 se encuentra constituida por 2 cuencas aisladas ubicadas en la zona limítrofe occidental de la Cordillera Cantábrica (vinculadas a las estaciones de aforo 1626 y Vilasouto), cuyas superficies de captación quedan anexas pero fuera del área de influencia nival identificado por el programa EHRIN tal y como se muestra en la **Figura 85 del Capítulo 5**.

La conformación de esta particular región se encuentra respaldada tanto por los resultados de carácter hidrológico derivados del *análisis cluster* como por el análisis estadístico asociado a las medidas de heterogeneidad H_I (ver apartado 5.4.1 del **Capítulo 5**), habiéndose podido comprobar cómo se deteriora la homogeneidad del entorno cuando estas dos estaciones son evaluadas junto con cualquier otra estación de la zona noroccidental de la Península Ibérica, obteniéndose en tales casos medidas H_I mayores o muy próximas al valor crítico de 2. Estos resultados parecen apuntar a una particularidad hidrológica especialmente asociada a las cuencas de las estaciones 1626 y Vilasouto, cuya localización fronteriza entre la zona pluvial del interior de Galicia y la zona nival de la Cordillera Cantábrica probablemente les aporta un carácter hidrológico transitorio entre lo pluvial y lo nival que marca una apreciable diferencia en sus regímenes de avenidas.

En la siguiente **Tabla 54** se muestran los valores de las principales características físicas de las dos cuencas, mientras que en la **Figura 120** se presenta el diagrama de los L-momentos $LCs - LCk$ de sus estaciones.

Tabla 54. Estaciones y principales características asociadas de la región 6

Código	Nº de registros	A_c (km ²)	ΔH (m)	H (m.s.n.m.)	P_{max} (mm/día)	P_{med} (mm)	Evp_p (mm)	UTMx (m)	UTMy (m)
Vilasouto	39	49.4	734	708.9	60.2	1376.0	533.4	143363	4735043
1626	32	129.3	1025	814.3	65.4	1422.5	520.4	150535	4741900
Promedio	35.5	89.3	879.5	761.6	62.8	1399.2	526.9	146949.0	4738471.5
Desv. estándar	4.9	56.5	205.8	74.5	3.7	32.9	9.2	5071.4	4848.6
Coef. variación	0.14	0.63	0.23	0.10	0.06	0.02	0.02	0.03	0.001

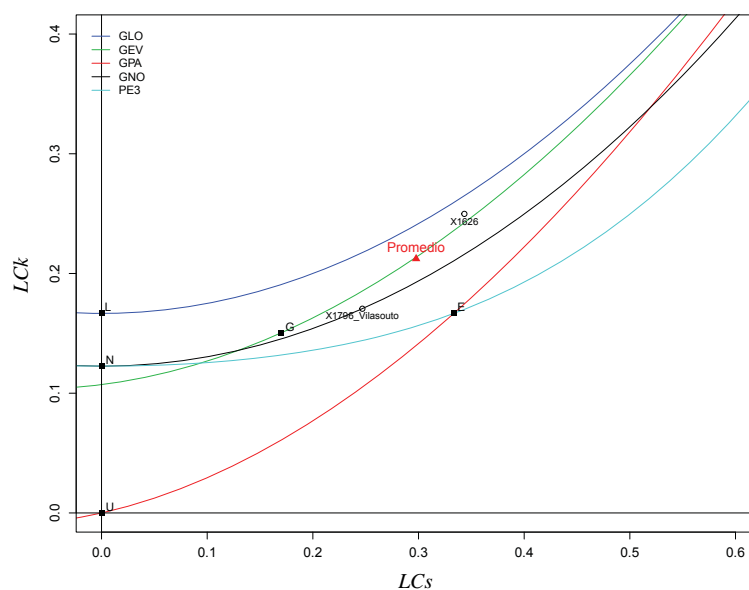


Figura 120. Diagrama de los L-momentos $LCs - LCk$ de la región 6

Los registros de caudal máximo anual de estas dos estaciones de aforo presentan una altísima correlación espacial (0.71 de coeficiente de correlación) que viene a distorsionar la fiabilidad de las medidas H_1 , H_2 y H_3 de respectivo valor 0.68, -0.05 y -0.34. De este modo y con objeto de profundizar en el análisis de homogeneidad de esta agrupación, se han generado 500 regiones sintéticas a partir de los L-momentos regionales y el caudal máximo promedio de sus muestras de partida, con igual número de datos y estaciones que la agrupación original y condicionando el proceso de simulación a que los valores de caudal máximo generados muestren un coeficiente de correlación igual al de las muestras de partida.

En base a estas series sintéticas se han obtenido unos valores promedio \bar{H}_1 , \bar{H}_2 y \bar{H}_3 de -0.30, -0.24 y -0.17 respectivamente, cuya menor cuantía del primero de los promedios respecto al valor de la medida H_1 apunta hacia la posible presencia de una cierta heterogeneidad en el LCv de esta agrupación.

Debido a ello han sido tanteados diferentes grados de heterogeneidad del LCv hasta dar con aquel valor bajo el cual se alcanzan unas medidas promedio \bar{H}_1 , \bar{H}_2 y \bar{H}_3 estadísticamente consistentes con las H_l ($l=1, 2, 3$) de las muestras de partida, presentándose en la siguiente **Tabla 55** los resultados obtenidos en donde se puede ver cómo los valores promedio \bar{H}_l alcanzan a arrojar valores similares a los de H_l bajo el rango de heterogeneidad indicado.

Tabla 55. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Región 6

Correlación espacial entre estaciones	Coeficiente de correlación medio: 0.71	
Grado de heterogeneidad adoptado	$0.358 \leq LCv_i \leq 0.433$	$i = 1, 2$
	$LCs_i = 0.298$	$i = 1, 2$
	$LCK_i = 0.212$	$i = 1, 2$
	$LC5_i = 0.178$	$i = 1, 2$
Medida de heterogeneidad promedio obtenida	$\bar{H}_1 = 0.65$	
	$\bar{H}_2 = 0.10$	
	$\bar{H}_3 = -0.17$	
Ajuste \bar{Z}^{DIST} promedio obtenido	GLO* (0.54), GEV* (0.02), GNO* (-0.27), PE3* (-0.80), GPA* (-1.30)	

* Aceptable ajuste estadístico de la función de distribución en cuestión

Fundamentando el análisis en estos supuestos, en la siguiente **Figura 121(a)** se presenta la estimación de los cuantiles regionales bajo las 6 funciones a priori consideradas, en donde se puede ver la gran dispersión mostrada a partir los 500 años de periodo de retorno T , principalmente en lo que se refiere a las estimaciones derivadas de la función WAK de 5 parámetros.

De forma complementaria, en la **Figura 121(b)** se muestra la incertidumbre asociada a las estimaciones proporcionadas por cada una de las funciones evaluadas, siendo la función PE3 la que menores valores del $RMSE_{rel}$ aporta.

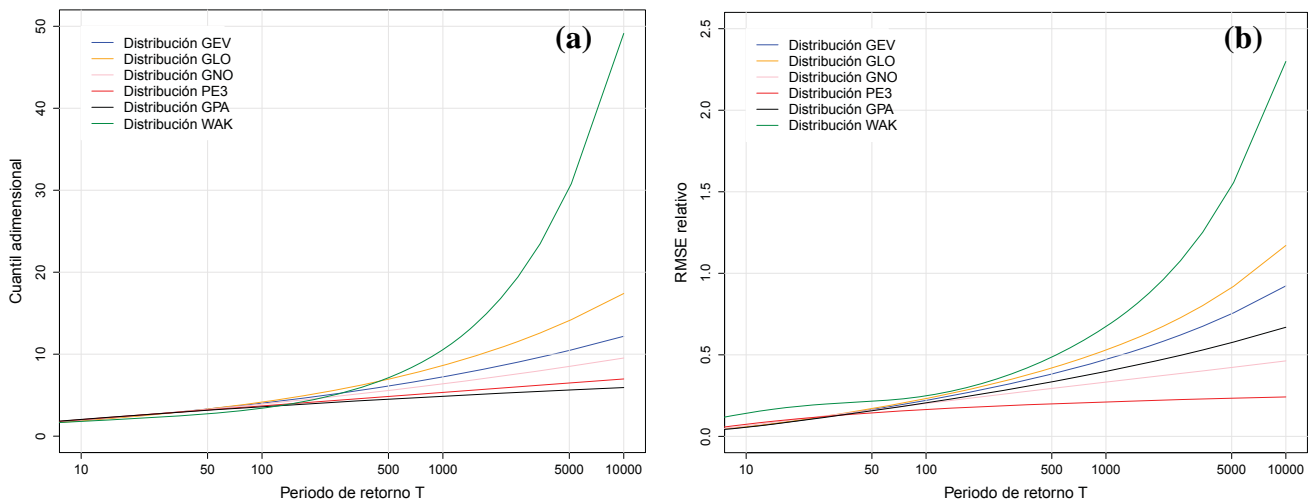


Figura 121. (a) Cuantiles adimensionales región 6 y (b) Errores cuadráticos medios relativos $RMSE_{rel}$

De este modo, atendiendo a la mayor robustez presentada por la función de distribución PE3, cuyo ajuste estadístico a las muestras de partida resulta aceptable, se ha tomado dicha función como potencialmente representativa de los cuantiles regionales de esta agrupación conformada por las estaciones *1626* y *Vilasouto*. En la siguiente **Figura 122** se ilustra la mencionada curva regional de frecuencia junto con su incertidumbre asociada a un 90% de confianza.

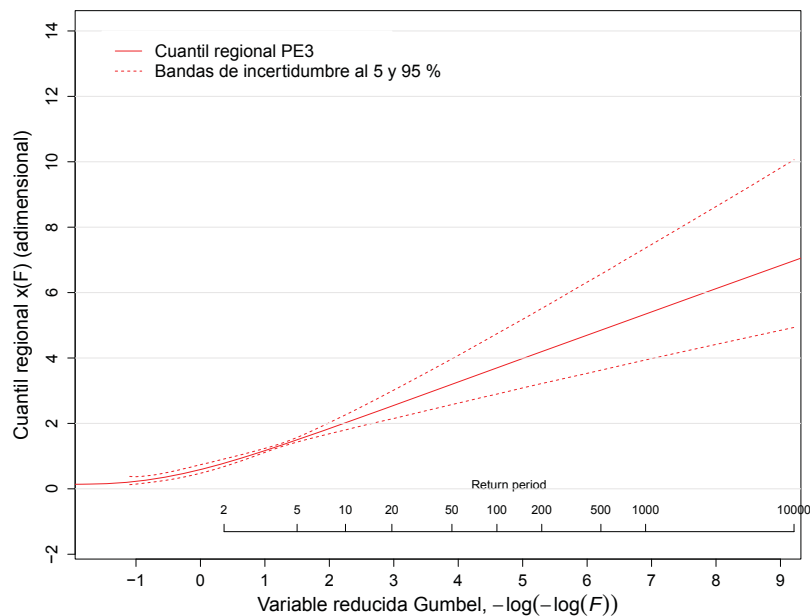


Figura 122. Curva regional PE3 y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Región 6

En cualquier caso, los anteriores resultados regionales se presentan sólo a título informativo, ya que el hecho de contar únicamente con dos estaciones de aforo que presentan una elevada correlación entre sus series de registro conduce a unas estimaciones de los cuantiles de avenida que no muestran claras ventajas sobre el análisis local. Esto se puede observar en las siguientes **Figuras 123(a)** y **123(b)**, en las que se comparan respectivamente los valores promedio y mínimos del $RMSE_{rel}$ estimados bajo el enfoque regional frente al local, para ambas estaciones y bajo las 6 funciones de distribución evaluadas.

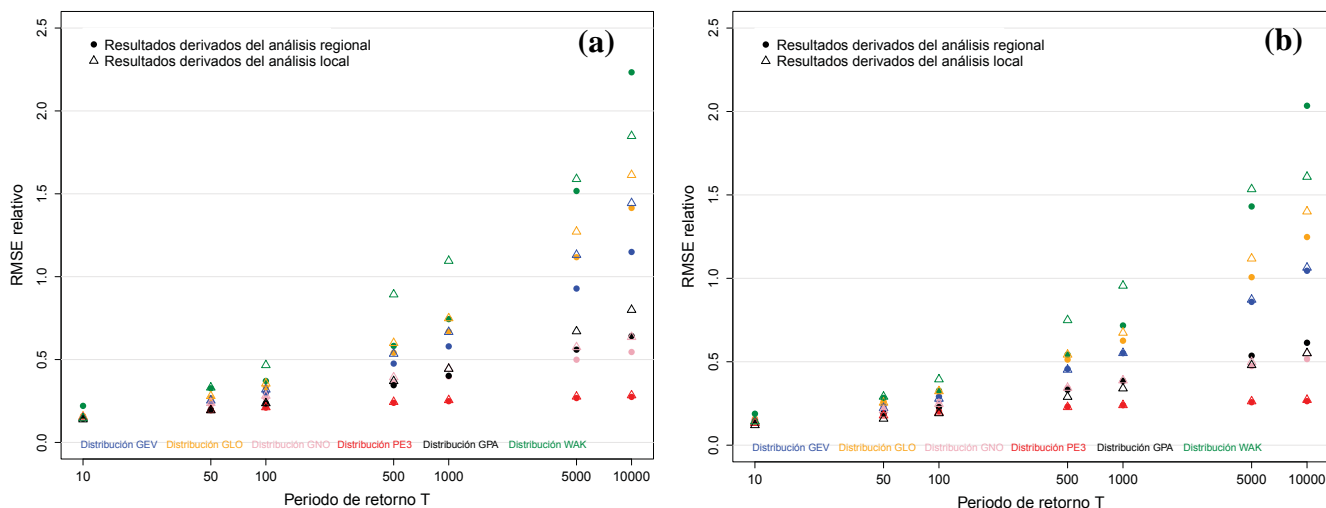


Figura 123. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 2 estaciones de la región 6. (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 2 estaciones de la región 6

En la siguiente **Tabla 56** se muestran las reducciones del error promedio obtenidas para las 6 distribuciones evaluadas, pudiéndose ver la escasa reducción aportada en este caso por el enfoque regional especialmente en lo que respecta a la función de distribución de mayor robustez PE3.

Tabla 56. Reducciones del valor promedio $RMSE_{rel}$ obtenidas por el análisis regional frente al local. Región 6

Periodo de retorno T (años)		2	10	50	100	500	1000	5000	10000
% de reducción del $RMSE_{rel}$	<i>PE3 regional vs PE3 local</i>	-0.41	-1.52	-0.31	0.32	1.43	1.78	2.41	2.62
	<i>WAK regional vs WAK local</i>	-26.8	-48.9	3.79	22.7	37.5	35.2	8.40	-17.6
	<i>GLO regional vs GLO local</i>	-8.87	-2.97	4.89	7.42	11.7	13.0	14.7	14.9
	<i>GEV regional vs GEV local</i>	-4.95	-2.50	2.73	4.96	9.41	11.1	15.1	16.9
	<i>GNO regional vs GNO local</i>	-3.50	-0.35	4.72	6.87	11.2	12.9	16.7	18.4
	<i>GPA regional vs GPA local</i>	-0.40	-2.88	-3.52	-1.09	5.60	8.67	16.3	19.2

A modo de resumen, se puede decir por tanto que todos los resultados derivados del análisis detallado de la región 6 ponen de manifiesto la inconveniencia de aplicar en este caso el análisis regional de frecuencias, teniendo en cuenta que dicho enfoque no aporta a esta región un claro beneficio sobre el análisis local de frecuencia aplicado a cada una de las dos estaciones por separado.

Región 7

La región 7 la conforman 5 cuencas localizadas en la zona nival del alto-medio Sil, tal y como muestra la **Figura 85** adjunta al **Capítulo 5** de la presente Tesis. Estas cuencas se encuentran respectivamente delimitadas por las estaciones de aforo que se muestran en la siguiente **Tabla 57**, en donde se incluyen los valores de las características físicas en base a las cuales fue desarrollado el *análisis cluster* particularizado para las cuencas a las que el programa ERHIN atribuyó una influencia nival relevante.

Tabla 57. Estaciones y principales características asociadas de la región 7

Código	Nº de registros	A_c (km ²)	ΔH (m)	H (m.s.n.m.)	P_{med} (mm)	Evp_p (mm)	UTMx (m)	UTMy (m)
Villar de Santiago	18	41.4	945	1565.7	1315.1	669.4	235830	4753142
Prada	33	256.4	1337	1232.9	1211.3	558.5	173837	4685236
1724	42	495.9	1476	1074.8	1382.3	653.6	200136	4745300
1727	41	475.4	1573	1001.9	1364.1	591.4	181722	4732810
1734	33	557.1	1767	1269.1	982.8	607.4	200246	4693300
<i>Promedio</i>	<i>33.4</i>	<i>365.2</i>	<i>1419.6</i>	<i>1228.9</i>	<i>1251.1</i>	<i>616.1</i>	<i>198354.3</i>	<i>4721957.6</i>
<i>Desv. estándar</i>	<i>9.6</i>	<i>213.8</i>	<i>308.0</i>	<i>218.2</i>	<i>164.1</i>	<i>45.4</i>	<i>23921.3</i>	<i>30841.7</i>
<i>Coef. variación</i>	<i>0.29</i>	<i>0.59</i>	<i>0.22</i>	<i>0.18</i>	<i>0.13</i>	<i>0.07</i>	<i>0.12</i>	<i>0.007</i>

En la siguiente **Figura 124** se presenta el diagrama de los L-momentos $LCs - LCk$ de las 5 estaciones de la región, en donde se puede observar la gran cercanía gráfica que muestra la función GEV respecto a los L-momentos regionales.

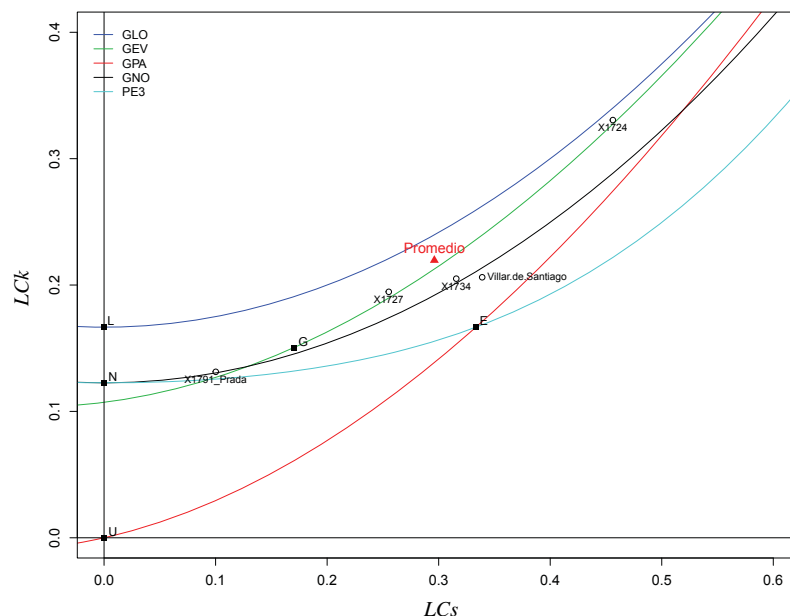


Figura 124. Diagrama de los L-momentos $LCs - LCk$ de la región 7

Esta agrupación de estaciones presenta una considerable correlación espacial entre sus series de caudal máximo anual (0.46 de coeficiente de correlación medio), la cual estaría distorsionando la fiabilidad de las

medidas H_1 , H_2 y H_3 , cuyos respectivos valores de -0.16, 0.42 y 0.08 podrían estar siendo infravalorados. Por ello es que hayan sido generadas 500 regiones sintéticas a partir de los L-momentos regionales y el caudal máximo promedio de las muestras de partida de esta región 7, con igual número de datos y estaciones que la región original y condicionando el proceso de simulación a que los valores de caudal máximo generados muestren una correlación espacial entre estaciones igual a la presentada por las muestras de partida.

En base a estas series sintéticas se han obtenido unos valores promedio \bar{H}_1 , \bar{H}_2 y \bar{H}_3 de -0.09, 0.01 y 0.06 respectivamente, cuyas cuantías muestran desde una perspectiva global un orden de magnitud aceptablemente consistente con el de los valores H_l ($l = 1, 2, 3$) de las muestras de partida. Es por ello que para esta región haya resultado razonable plantear una homogeneidad generalizada respecto a las principales ratios de los L-momentos, obteniéndose los resultados que se muestran a continuación en la **Tabla 58**.

Tabla 58. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Región 7

Correlación espacial entre estaciones	Coeficiente de correlación medio: 0.46	
Grado de heterogeneidad adoptado	$LCv_i = 0.339$	$i = 1, 2, \dots, 5$
	$LCs_i = 0.296$	$i = 1, 2, \dots, 5$
	$LCK_i = 0.219$	$i = 1, 2, \dots, 5$
	$LC5_i = 0.109$	$i = 1, 2, \dots, 5$
Medida de heterogeneidad promedio obtenida	$\bar{H}_1 = -0.09$	
	$\bar{H}_2 = 0.01$	
	$\bar{H}_3 = 0.06$	
Ajuste \bar{Z}^{DIST} promedio obtenido	GLO* (0.45), GEV* (-0.29), GNO* (-0.71), PE3* (-1.48), GPA (-2.71)	

* Aceptable ajuste estadístico de la función de distribución en cuestión

Apoyándose en los anteriores supuestos, en la siguiente **Figura 125(a)** se presenta la estimación de los cuantiles regionales bajo las 6 funciones a priori consideradas, en donde se puede ver cómo los cuantiles de todas las funciones de distribución muestran una gran similitud para periodos de retorno $T < 50$ años, dispersándose a partir de ahí de una forma progresiva hasta llegar a alcanzar importantes desviaciones para los periodos de retorno más elevados. Adicionalmente se puede ver cómo la distribución GNO es la que mayor similitud presenta respecto a las estimaciones derivadas de la función WAK de 5 parámetros, encontrándose mayores cuantías de estimación bajo las funciones GLO y GEV y menores bajo la función PE3 y GPA.

De forma complementaria, en la **Figura 125(b)** se muestra la incertidumbre asociada a cada una de las funciones evaluadas, alzándose la función PE3 como la distribución de aceptable ajuste que menores errores $RMSE_{rel}$ presenta, resultando considerablemente menores desde los 100 años de periodo de retorno T en adelante.

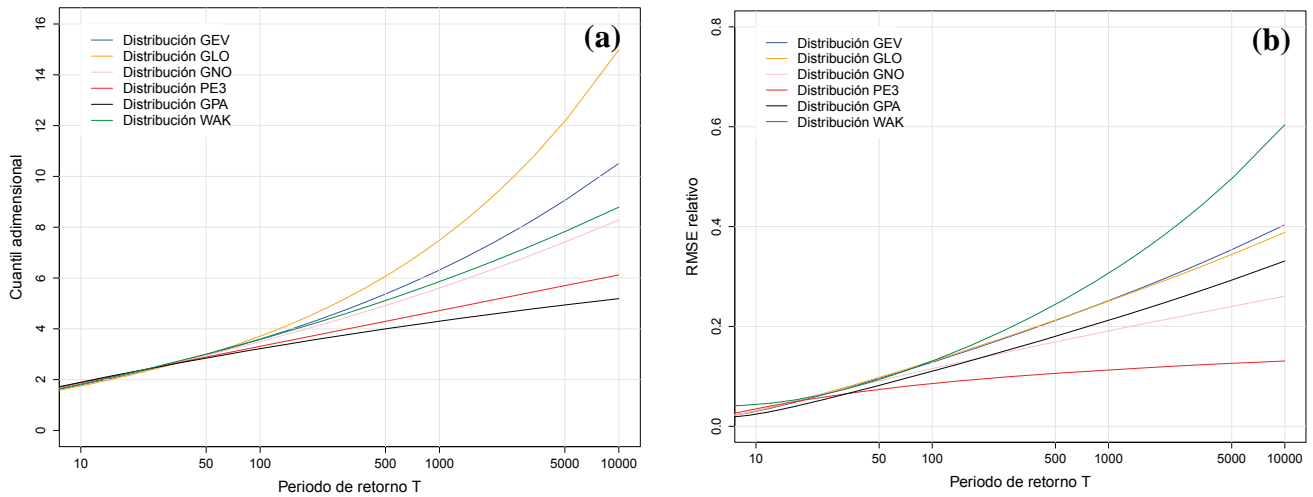


Figura 125. (a) Cuantiles adimensionales región 7 y (b) Errores cuadráticos medios relativos $RMSE_{rel}$

De este modo y en base al compromiso buscado entre la capacidad descriptiva y predictiva de las distribuciones de frecuencia, la función PE3 se presenta a priori como razonablemente adecuada para modelizar los cuantiles de las 5 estaciones que constituyen la región 7, ilustrándose en la **Figura 126** la curva regional de frecuencia de dicha distribución junto con su incertidumbre asociada a un 90% de confianza.

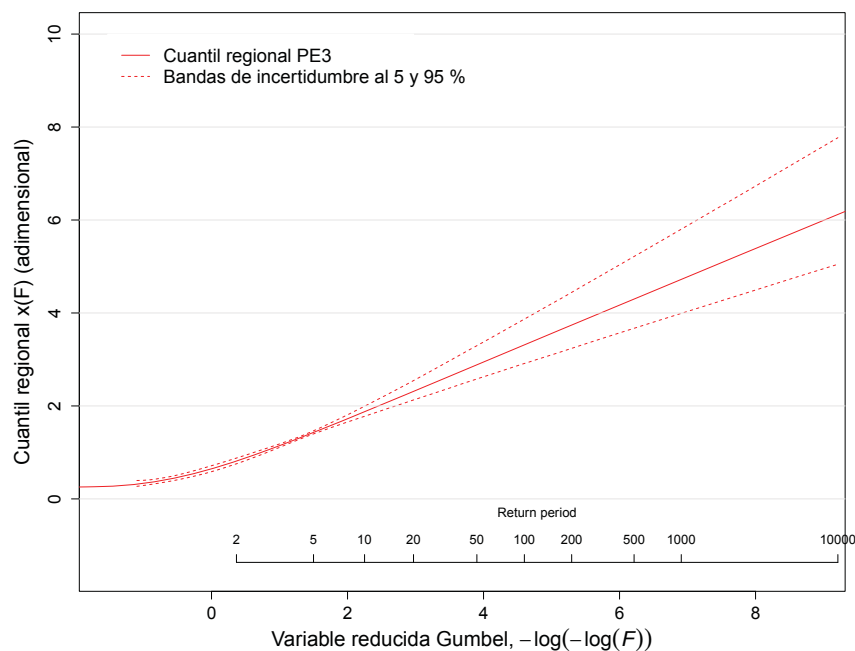


Figura 126. Curva regional PE3 y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Región 7

Adicionalmente y con objeto de analizar las incertidumbres de los cuantiles en las propias estaciones de aforo, se han contrastado los errores $RMSE_{rel}$ estimados en dichas estaciones bajo el análisis regional de frecuencia frente a los obtenidos mediante un enfoque estrictamente local. En las siguientes **Figuras 127(a)** y **127(b)** se muestran respectivamente los $RMSE_{rel}$ promedio y mínimos de todas las estaciones de la región, para ambos enfoques de análisis y bajo aquellas funciones de distribución que presentan un aceptable ajuste de las series de partida.

Tal comparativa de resultados entre ambas metodologías pone de relieve la conveniencia de aplicar el análisis regional de frecuencias a esta séptima agrupación de estaciones, teniendo en cuenta que tanto los errores promedio como los errores mínimos obtenidos bajo el enfoque regional resultan globalmente más reducidos que los derivados del enfoque local.

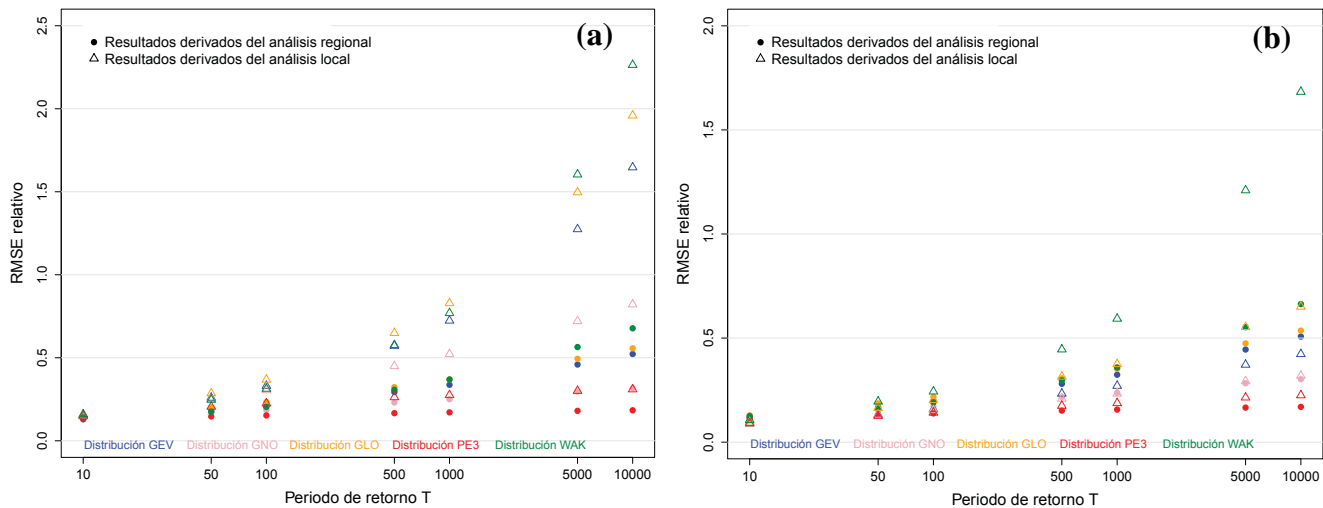


Figura 127. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 5 estaciones de la región 7 (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 5 estaciones de la región 7

Desde un punto de vista cuantitativo, en la siguiente **Tabla 59** se muestran las reducciones del error promedio obtenidas para las 5 distribuciones de aceptable ajuste de la región, pudiéndose ver la mayor robustez aportada por el enfoque regional bajo periodos de retorno $T > 2$ años.

Tabla 59. Reducciones del valor promedio $RMSE_{rel}$ obtenidas por el análisis regional frente al local. Región 7

Periodo de retorno T (años)		2	10	50	100	500	1000	5000	10000
% de reducción del $RMSE_{rel}$	WAK regional vs WAK local	3.2	12.2	29.2	34.8	46.6	21.9	64.6	69.8
	PE3 regional vs PE3 local	9.8	14.7	28.7	32.1	36.8	38.0	40.2	40.8
	GNO regional vs GNO local	1.1	12.7	33.3	39.1	48.9	52.3	59.3	60.0
	GEV regional vs GEV local	-5.2	7.4	30.0	36.3	48.8	53.7	64.8	69.3
	GLO regional vs GLO local	-15.2	3.5	28.8	36.1	49.6	54.8	66.4	70.9

Tal y como se puede ver, el valor promedio del error $RMSE_{rel}$ para las 5 estaciones de aforos que conforman esta región resulta considerablemente menor bajo la aplicación del análisis regional, llegándose a reducir los $RMSE_{rel}$ obtenidos con el enfoque regional frente al local en más de un 30% para $T > 50$ años. Para los periodos de retorno T más extremos, la reducción de la incertidumbre obtenida al aplicar el análisis regional frente al local llega a sobrepasar el 60%, excepto en el caso de la función de mayor robustez PE3 en la que se llega a obtener en torno a un 40% de reducción para $T > 1000$ años.

Región 8

La región 8 la conforman 5 cuencas localizadas en la zona nival del occidente del Principado de Asturias, tal y como muestra la **Figura 85** del **Capítulo 5**. Estas cuencas se encuentran respectivamente delimitadas por las estaciones de aforo que se muestran en la siguiente **Tabla 60**, en donde se incluyen los valores de las características físicas en base a las cuales fue desarrollado el *análisis cluster* particularizado para las cuencas a las que el programa ERHIN atribuyó una influencia nival relevante.

Tabla 60. Estaciones y principales características asociadas de la región 8

Código	Nº de registros	A_c (km ²)	ΔH (m)	H (m.s.n.m.)	P_{med} (mm)	$Evpp$ (mm)	UTMx (m)	UTMy (m)
Salime	30	1766.4	1867	841.7	1402.2	623.3	179700	4764751
La Barca	21	1209.5	1838	884.2	1362.2	675.3	213489	4784908
1353	40	530.0	1655	1045.5	1460.7	662.0	209337	4774540
1402	21	86.7	1514	1131.7	1521.0	629.7	181667	4752710
1404	43	302.1	1711	1053.9	1438.4	640.8	197682	4763550
Promedio	31.0	779.0	1717.0	991.4	1436.9	646.2	196375.0	4768091.8
Desv. estándar	10.3	694.4	143.4	122.9	60.1	21.9	15467.6	12173.3
Coef. variación	0.33	0.89	0.08	0.12	0.04	0.03	0.08	0.003

En la siguiente **Figura 128** se presenta el diagrama de los L-momentos $LCs - LK$ de las 5 estaciones de la región, en donde se puede observar cómo los L-momentos regionales se posicionan entre las funciones GNO, GEV, GLO y PE3, alejados de la curva relativa a la función GPA.

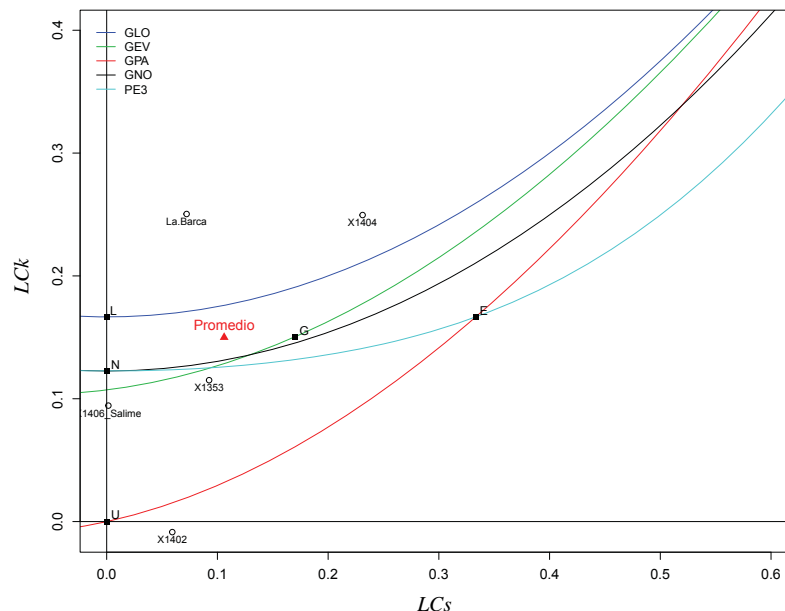


Figura 128. Diagrama de los L-momentos $LCs - LK$ de la región 8

Esta agrupación de estaciones presenta una elevada correlación espacial entre sus series de caudal máximo anual (0.54 de coeficiente de correlación medio), que al igual que se ha visto en otras regiones podría estar

distorsionando la fiabilidad de las medidas H_1 , H_2 y H_3 cuyos valores resultan respectivamente de -0.91, 0.02 y 1.04. Debido a ello se han generado 500 regiones sintéticas a partir de los L-momentos regionales y el caudal máximo promedio de las muestras de partida de esta región 8, con igual número de datos y estaciones que la región original y condicionando el proceso de simulación a que los valores de caudal máximo generados muestren una correlación espacial entre series igual a la presentada por las muestras de partida.

En base a estas series sintéticas se han obtenido unos valores promedio \bar{H}_1 , \bar{H}_2 y \bar{H}_3 de -0.35, -0.19 y -0.10 respectivamente, cuyas cuantías apuntan hacia una razonable homogeneidad del LCv y una posible cierta heterogeneidad del LCs y el LCK (al resultar las medidas H_2 y H_3 mayores a sus respectivas \bar{H}_2 y \bar{H}_3).

Debido a ello han sido tanteados diferentes grados de heterogeneidad del LCs y el LCK hasta dar con aquellos valores bajo los cuales se alcanzan unas medidas de los valores promedio \bar{H}_1 , \bar{H}_2 y \bar{H}_3 más consistentes respecto a los H_l ($l = 1, 2, 3$) derivados directamente de las muestras de partida. En la siguiente **Tabla 61** se muestran los resultados obtenidos, en donde se puede ver cómo los valores promedio \bar{H}_l alcanzan valores similares a los de H_l bajo los rangos de heterogeneidad adoptado.

Tabla 61. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Región 8

Correlación espacial entre estaciones	Coeficiente de correlación medio: 0.54	
Grado de heterogeneidad adoptado	$LCv_i = 0.247$	$i = 1, 2, \dots, 5$
	$0.068 \leq LCs_i \leq 0.144$	$i = 1, 2, \dots, 5$
	$0.050 \leq LCK_i \leq 0.249$	$i = 1, 2, \dots, 5$
	$LC5_i = 0.039$	$i = 1, 2, \dots, 5$
Medida de heterogeneidad promedio obtenida	$\bar{H}_1 = -0.35$	
	$\bar{H}_2 = 0.09$	
	$\bar{H}_3 = 1.01$	
Ajuste \bar{Z}^{DIST} promedio obtenido	GLO* (1.35), GEV* (-0.32), GNO* (-0.16), PE3* (-0.34), GPA (-3.65)	

* Aceptable ajuste estadístico de la función de distribución en cuestión

Apoyándose en estos supuestos, en la siguiente **Figura 129(a)** se presenta la estimación de los cuantiles regionales bajo las 6 funciones a priori consideradas, en donde se puede ver la gran similitud existente entre las curvas regionales GNO, GEV, PE3 y WAK, así como la importante dispersión que muestran éstas respecto a las funciones GLO y GPA. Desde el punto de vista descriptivo, estos resultados arrojan una mayor confianza a las funciones de distribución WAK, GNO, GEV y PE3 que la asociada a las funciones GPA y GLO, cuyos ajustes estadísticos de las muestras de partida resultan menos precisos.

De forma complementaria, en la **Figura 129(b)** se muestra la incertidumbre asociada a cada una de las funciones evaluadas, alzándose la función PE3 como la distribución de aceptable ajuste que globalmente presenta menores errores $RMSE_{rel}$.

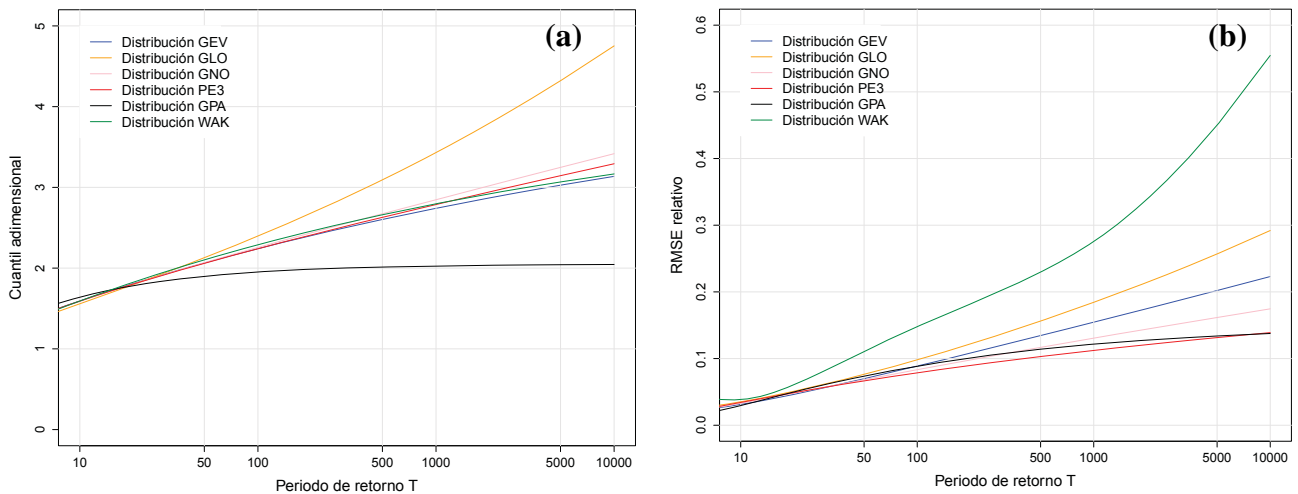


Figura 129. (a) Cuantiles adimensionales región 8 y (b) Errores cuadráticos medios relativos $RMSE_{rel}$

En base a estos resultados la función PE3 se presenta como la distribución más adecuada para modelizar los cuantiles de las 5 estaciones que constituyen la región 8, ilustrándose en la siguiente **Figura 130** la curva regional de frecuencia de dicha distribución junto con su incertidumbre asociada a un 90% de confianza.

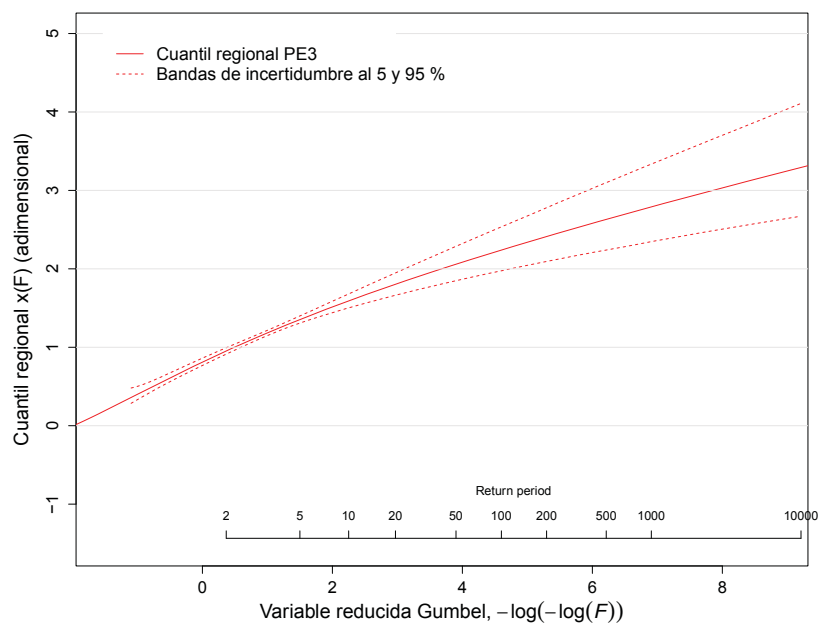


Figura 130. Curva regional PE3 y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Región 8

Por otro lado y con objeto de analizar las incertidumbres de los cuantiles en las estaciones de aforo en cuestión, se han contrastado los errores $RMSE_{rel}$ estimados en dichas estaciones bajo el análisis regional de frecuencia frente a los obtenidos mediante un enfoque local. Para ello, paralelamente al análisis regional se ha llevado a cabo un análisis local de frecuencia de cada una de las 5 estaciones de la región, mostrándose en las siguientes **Figuras 131(a) y 131(b)** una comparativa de los $RMSE_{rel}$ arrojados por ambos enfoques para aquellas funciones de distribución que muestran un aceptable ajuste de las series de partida.

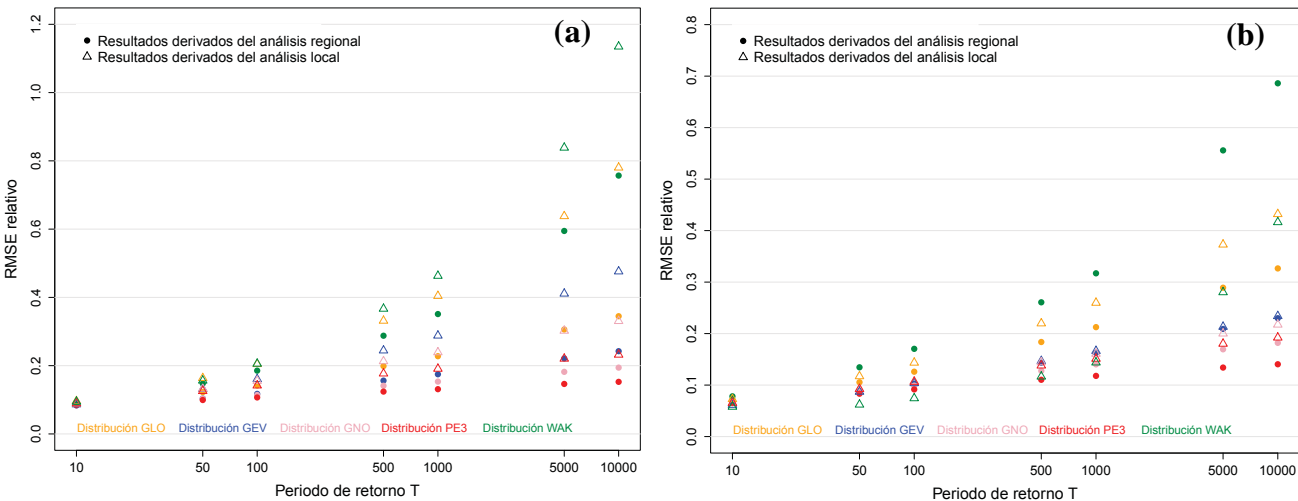


Figura 131. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 5 estaciones de la región 8 (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 5 estaciones de la región 8

Desde un punto de vista global, los anteriores resultados muestran la conveniencia de aplicar el análisis regional frente al enfoque local para esta octava agrupación de estaciones, teniendo en cuenta que los errores obtenidos bajo el análisis regional resultan por lo general menores que los derivados del enfoque local. Cuantitativamente, en la siguiente **Tabla 62** se muestran las reducciones del error promedio obtenidas con el análisis regional frente al local, para cada una de las funciones de distribución que han mostrado un aceptable ajuste de las muestras de partida de esta región.

Tabla 62. Reducciones del valor promedio $RMSE_{rel}$ obtenidas por el análisis regional frente al local. Región 8

Periodo de retorno T (años)		2	10	50	100	500	1000	5000	10000
% de reducción del $RMSE_{rel}$	<i>WAK regional vs WAK local</i>	0.4	4.1	5.4	9.7	22.5	25.8	32.1	36.4
	<i>PE3 regional vs PE3 local</i>	3.5	5.4	20.4	24.2	29.5	30.9	33.2	33.9
	<i>GEV regional vs GEV local</i>	4.3	3.6	21.5	27.1	36.5	39.9	47.3	50.7
	<i>GLO regional vs GLO local</i>	-3.1	5.9	25.0	30.4	39.5	42.8	50.3	53.5
	<i>GNO regional vs GNO local</i>	3.1	5.1	22.1	26.9	34.1	36.2	40.2	41.6

En este caso se puede ver que las disminuciones del error obtenidas bajo todas las funciones de distribución no resultan excesivamente grandes, al haber estaciones en las que la asimetría y el apuntalamiento resultan conjuntamente tan bajos (ver **Figura 128**) que las diferentes muestras sintéticamente generadas bajo el enfoque local no llegan a resultar considerablemente dispares entre sí. De hecho, si se analiza el error mínimo obtenido en la región (**Figura 131(b)**), se puede observar que el error derivado del enfoque regional únicamente resulta menor al del enfoque local bajo periodos de retorno T de más de 500 años. No obstante, se ha de tener en cuenta que esta circunstancia únicamente aplica a las estaciones de *Salime* y *1402*, que son

aquellas de las que proceden los errores mínimos locales de la región 8 al mostrar reducidas asimetrías y apuntalamientos en sus registros.

En este sentido, resulta interesante analizar los errores obtenidos en estas dos estaciones con la función WAK, teniendo en cuenta que es con dicha función con la que se llegan a obtener errores de menor cuantía bajo el enfoque local que con el análisis regional para $T < 500$ años. A modo ilustrativo para la estación 1402, en la siguiente **Figura 132** se muestra una comparativa de las estimaciones obtenidas con el enfoque local bajo la función WAK de 5 parámetros, frente a las derivadas del análisis regional bajo esta misma función WAK y la PE3 regionalmente adoptada.

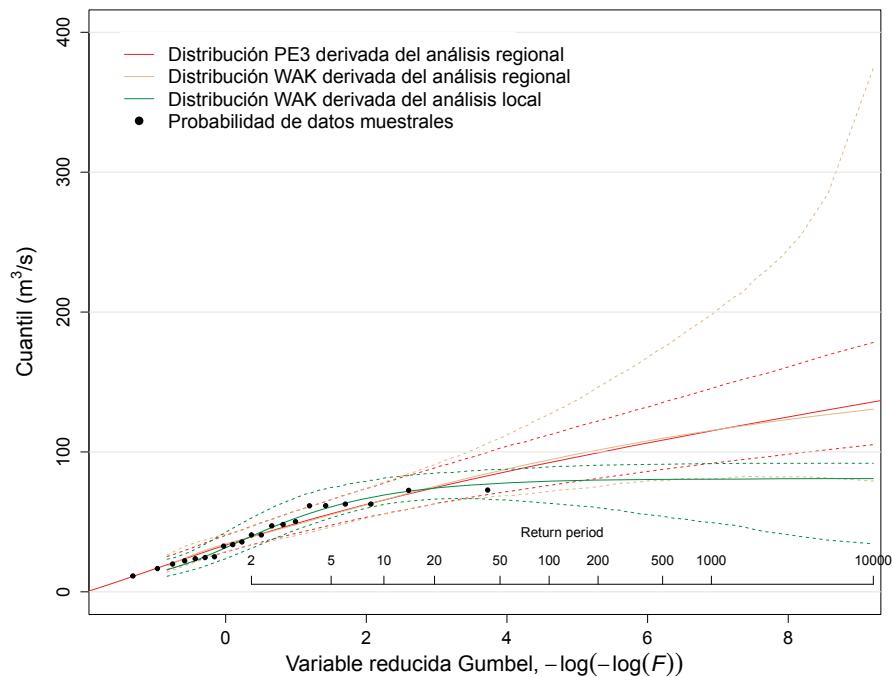


Figura 132. Comparativa de cuantiles PE3/WAK regional frente a WAK local para la estación de aforos 1402

Como se puede ver, los resultados ilustrados en la anterior **Figura 132** manifiestan el gran potencial descriptivo que presenta la función WAK, llegando a mostrar una adaptación tan ceñida a los registros de partida que, bajo el enfoque local, acaba proporcionando una distribución de frecuencias muy tendida que podría llegar a infravalorar en gran medida los caudales asociados a los periodos de retorno de más de 50 años. En esa misma **Figura 132** se puede observar cómo tal sobreajuste se diluye bajo el enfoque regional, ya que el promedio ponderado que se toma de los L-momentos hace que la distribución de frecuencias no se condicione en exceso a ninguna serie local de registros en particular.

Así pues y en base a todos los resultados obtenidos, resulta conveniente y recomendable adoptar el análisis regional de frecuencias para todas las estaciones que conforman esta región 8, a fin de no subestimar los caudales extremos en estaciones con bajas asimetrías y apuntalamientos en sus registros (tales como las estaciones de *Salime* y *1402*) y obtener al mismo tiempo los menores $RMSE_{rel}$ posibles en el resto de las estaciones de esta región.

Región 9

La región 9 la constituyen 12 cuencas localizadas en la zona central y oriental de la Cordillera Cantábrica, tal y como se muestra en la **Figura 85** del **Capítulo 5**. Estas cuencas se encuentran respectivamente delimitadas por las estaciones de aforo que se muestran en la siguiente **Tabla 63**, en donde se incluyen los valores de las características físicas en base a las cuales fue desarrollado el *análisis cluster* particularizado para las cuencas a las que el programa ERHIN atribuyó una influencia nival relevante.

Tabla 63. Estaciones y principales características asociadas a la agrupación derivada de la unión de la región 9

Código	Nº de registros	A_c (km ²)	ΔH (m)	H (m.s.n.m.)	P_{med} (mm)	$Evpp$ (mm)	UTM_x (m)	UTM_y (m)
La Cohilla	29	89.9	1423	1252.0	1101.4	717.6	384849	4772042
Proaza	21	189.2	2098	1129.1	1035.8	654.3	259407	4779852
1264	21	155.9	1766	971.4	1023.6	761.6	375030	4772890
1265	20	294.7	2335	1183.0	1039.5	716.4	361005	4774670
1268	45	647.3	2576	1028.4	1043.0	736.8	366698	4778260
1358	50	402.0	2044	1097.0	1201.1	653.0	235869	4782180
1363	28	230.2	2060	1114.2	1133.1	696.8	270640	4769610
1365	42	268.1	1815	1079.3	1303.0	698.8	291990	4775640
1369	36	897.1	2267	930.5	1171.7	704.1	278661	4778285
1196	46	491.7	1595	557.0	1321.0	793.4	460024	4786440
1215	33	356.9	1648	597.4	1291.6	822.7	429289	4779240
1237	19	466.1	1417	569.0	1176.8	793.8	413308	4780307
Promedio	32.5	374.1	1920.3	959.0	1153.5	729.1	343897.5	4777451.3
Desv. estándar	11.2	228.1	369.8	247.3	109.4	54.3	73965.2	4711.6
Coef. variación	0.35	0.61	0.19	0.26	0.09	0.07	0.22	0.001

En la siguiente **Figura 133** se presenta el diagrama de los L-momentos $LC_s - L_{Ck}$ de las 12 estaciones de la región 9, en donde se puede observar cómo los L-momentos regionales se posicionan entre las funciones GNO, GEV y GLO, alejados de las curvas relativas a las funciones PE3 y GPA.

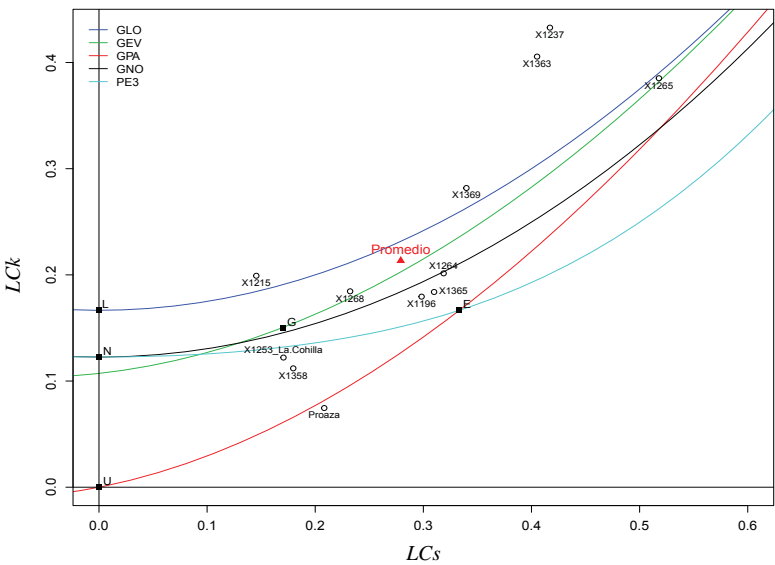


Figura 133. Diagrama de los L-momentos $LC_s - L_{Ck}$ de la región 9

Esta agrupación de estaciones presenta una contenida correlación espacial entre sus series de caudal máximo anual (0.21 de coeficiente de correlación medio), que en cualquier caso podría estar distorsionando la fiabilidad de las medidas H_1 , H_2 y H_3 , cuyos valores respectivos de 0.97, 0.21 y 0.13 podrían estar siendo infravalorados. Así pues, se han generado 500 regiones sintéticas a partir de los L-momentos regionales y el caudal máximo promedio de las muestras de partida de esta nueva agrupación derivada de la unión de las regiones 9 y 10, condicionando el proceso de simulación a que los valores de caudal máximo generados muestren una correlación espacial entre series igual a la presentada por las muestras de partida.

En base a estas series sintéticas se han obtenido unos valores promedio \bar{H}_1 , \bar{H}_2 y \bar{H}_3 de 0.15, 0.14 y 0.16 respectivamente, cuyas cuantías apuntan hacia una posible heterogeneidad principalmente relativa al coeficiente LCy , teniendo en cuenta que la medida H_1 resulta claramente superior a la del promedio \bar{H}_1 . Debido a ello han sido tanteados diferentes grados de heterogeneidad hasta dar con aquél valor que aporta unos resultados más consistentes con las medidas H_i de las muestras de partida. En la siguiente **Tabla 64** se muestran los resultados obtenidos, en donde se puede ver la mayor consistencia obtenida bajo el rango de heterogeneidad adoptado.

Tabla 64. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Región 9

Correlación espacial entre estaciones	Coeficiente de correlación medio: 0.21	
Grado de heterogeneidad adoptado	$0.225 \leq LCv_i \leq 0.304$	$i = 1, 2, \dots, 12$
	$LCs_i = 0.279$	$i = 1, 2, \dots, 12$
	$LCk_i = 0.213$	$i = 1, 2, \dots, 12$
	$LC5_i = 0.099$	$i = 1, 2, \dots, 12$
Medida de heterogeneidad promedio obtenida	$\bar{H}_1 = 0.95$	
	$\bar{H}_2 = 0.31$	
	$\bar{H}_3 = 0.16$	
Ajuste \bar{Z}^{DIST} promedio obtenido	GLO* (0.55), GEV* (-0.61), GNO* (-1.23), PE3 (-2.34), GPA (-3.57)	

* Aceptable ajuste estadístico de la función de distribución en cuestión

Apoyándose en estos supuestos, en la siguiente **Figura 134(a)** se presenta la estimación de los cuantiles regionales bajo las 6 funciones a priori consideradas, en donde se puede ver la gran similitud existente entre las curvas regionales GNO y WAK de 5 parámetros, así como la apreciable dispersión que muestran el resto de funciones de tres parámetros respecto a las dos funciones anteriores. Estos resultados respaldan la fiabilidad descriptiva de la función GNO, que tal y como muestra la **Figura 134(b)** resulta ser además la función que menores errores $RMSE_{rel}$ arroja de entre todas las de aceptable ajuste estadístico.

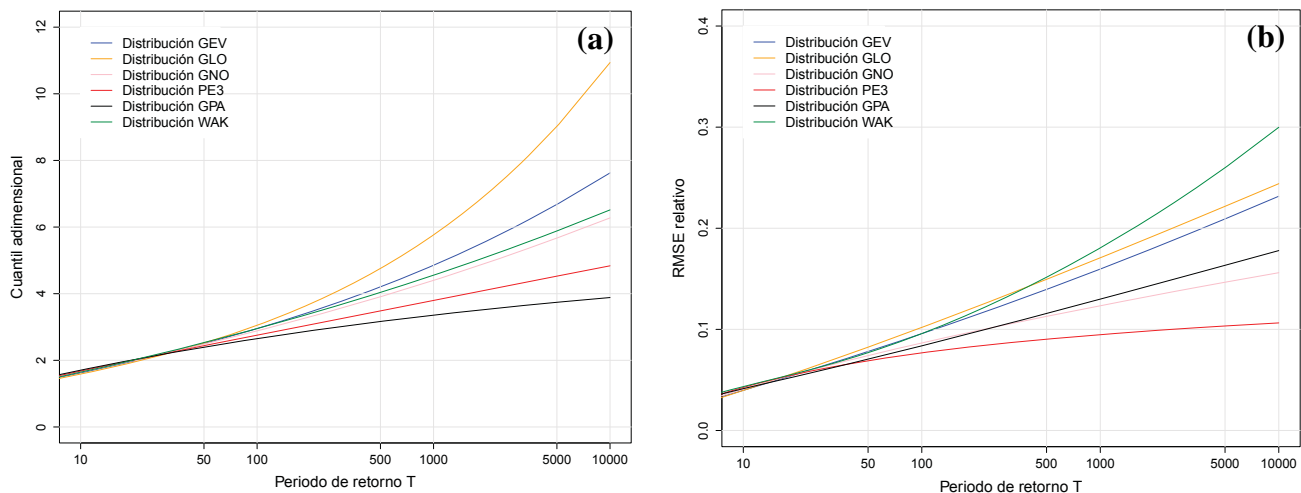


Figura 134. (a) Cuantiles adimensionales región 9 y (b) Errores cuadráticos medios relativos $RMSE_{rel}$

Así pues, la función GNO se muestra razonablemente adecuada para modelizar los cuantiles de las 12 estaciones que constituyen la región 9, ilustrándose en la siguiente **Figura 135** la curva regional de frecuencia de dicha distribución junto con su incertidumbre asociada a un 90% de confianza.

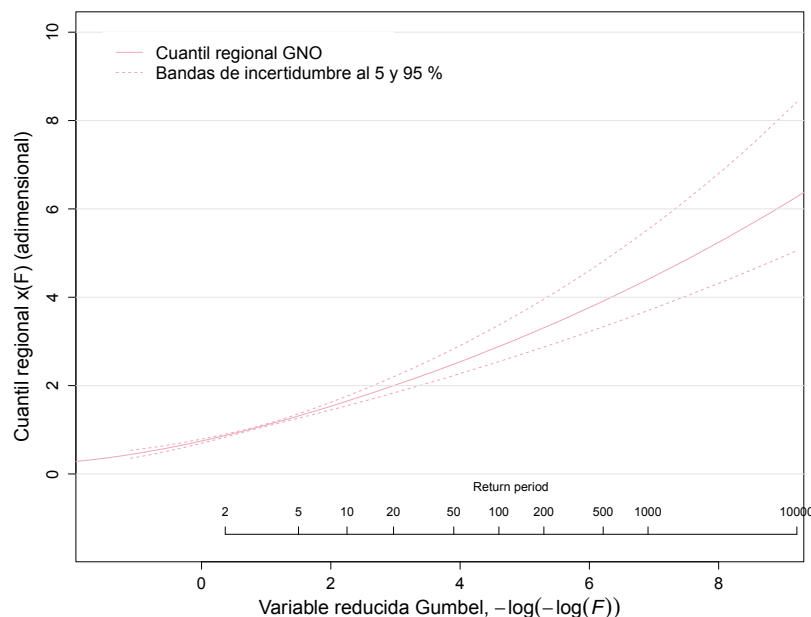


Figura 135. Curva regional GNO y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Región 9

No obstante, tal y como ha sido identificado a través de los *análisis cluster* realizados, a priori no puede decirse que resulte totalmente descartable la posibilidad de separar esta región en 2 subregiones conformadas por una lado por las estaciones 1237, 1215 y 1196 ubicadas en la zona más oriental de la Cordillera Cantábrica, quedando el resto de estaciones de la región 9 agrupadas en una segunda subregión. De este modo se ha podido comparar la bondad predictiva del modelo estadístico asociado a la región 9 frente a la de los modelos vinculados a cada una de las 2 subregiones en las que podría separarse esta región, habiéndose evaluado para ello cada una de esas 2 subregiones mencionadas cuyo análisis se presenta a continuación.

Subregión 9.1

La subregión 9.1 la constituyen 9 cuencas localizadas en la zona central de la Cordillera Cantábrica, respectivamente delimitadas por las estaciones de aforo que se muestran en la siguiente **Tabla 65**.

Tabla 65. Estaciones y principales características asociadas de la subregión 9.1

Código	Nº de registros	A_c (km ²)	ΔH (m)	H (m.s.n.m.)	P_{med} (mm)	$Evpp$ (mm)	UTMx (m)	UTMy (m)
La Cohilla	29	89.9	1423	1252.0	1101.4	717.6	384849	4772042
Proaza	21	189.2	2098	1129.1	1035.8	654.3	259407	4779852
1264	21	155.9	1766	971.4	1023.6	761.6	375030	4772890
1265	20	294.7	2335	1183.0	1039.5	716.4	361005	4774670
1268	45	647.3	2576	1028.4	1043.0	736.8	366698	4778260
1358	50	402.0	2044	1097.0	1201.1	653.0	235869	4782180
1363	28	230.2	2060	1114.2	1133.1	696.8	270640	4769610
1365	42	268.1	1815	1079.3	1303.0	698.8	291990	4775640
1369	36	897.1	2267	930.5	1171.7	704.1	278661	4778285
<i>Promedio</i>	<i>32.4</i>	<i>352.7</i>	<i>2042.7</i>	<i>1087.2</i>	<i>1116.9</i>	<i>704.4</i>	<i>313794.4</i>	<i>4775936.6</i>
<i>Desv. estándar</i>	<i>11.3</i>	<i>261.2</i>	<i>342.0</i>	<i>100.3</i>	<i>94.8</i>	<i>35.1</i>	<i>57476.8</i>	<i>4052.6</i>
<i>Coef. variación</i>	<i>0.35</i>	<i>0.74</i>	<i>0.17</i>	<i>0.09</i>	<i>0.08</i>	<i>0.05</i>	<i>0.18</i>	<i>0.001</i>

En la siguiente **Figura 136** se presenta el diagrama de los L-momentos $LCs - LK$ de las 9 estaciones de la subregión, en donde se puede observar cómo los L-momentos regionales se posicionan entre las funciones GNO, GEV y GLO, alejados de las curvas relativas a las funciones PE3 y GPA.

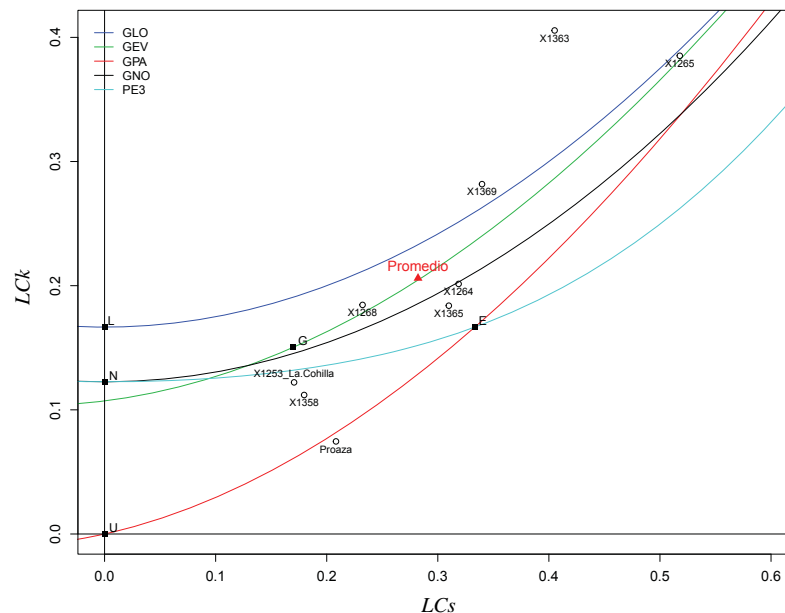


Figura 136. Diagrama de los L-momentos $LCs - LK$ de la subregión 9.1

Esta agrupación de estaciones presenta una contenida correlación espacial entre sus series de caudal máximo anual (0.26 de coeficiente de correlación medio), que en cualquier caso podría estar distorsionando la fiabilidad de las medidas H_1 , H_2 y H_3 de valores respectivos 0.18, 0.24 y 0.32. Por ello y al igual que en el resto de regiones analizadas, se han generado 500 regiones sintéticas a partir de los L-momentos regionales y el caudal máximo promedio de las muestras de partida de esta subregión 9.1, con igual número de datos y estaciones que la región original y condicionando el proceso de simulación a que los valores de caudal máximo generados muestren una correlación entre series igual a la presentada por las muestras de partida.

En base a estas series sintéticas se han obtenido unos valores promedio \bar{H}_1 , \bar{H}_2 y \bar{H}_3 de 0.07, 0.13 y 0.16 respectivamente, cuyas cuantías apuntan hacia una razonable homogeneidad de las tres ratios de los L-momentos LCv , LCs y el LCK . No obstante, puesto que los valores de las medidas H_l ($l = 1, 2, 3$) resultan algo superiores a los de los promedios \bar{H}_l , se ha analizado la sensibilidad que presentan las medidas promedio \bar{H}_l respecto a diferentes hipotéticos grados de heterogeneidad a fin de obtener resultados más similares a los de las medidas H_l de las muestras de partida. En la siguiente **Tabla 66** se muestran los resultados obtenidos, en donde se puede ver la mayor consistencia obtenida bajo el rango de heterogeneidad adoptado.

Tabla 66. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Subregión 9.1

Correlación espacial entre estaciones	Coeficiente de correlación medio: 0.26	
Grado de heterogeneidad adoptado	$0.263 \leq LCv_i \leq 0.298$	$i = 1, 2, \dots, 9$
	$0.237 \leq LCs_i \leq 0.327$	$i = 1, 2, \dots, 9$
	$0.162 \leq LCK_i \leq 0.250$	$i = 1, 2, \dots, 9$
	$LC5_i = 0.105$	$i = 1, 2, \dots, 9$
Medida de heterogeneidad promedio obtenida	$\bar{H}_1 = 0.20$	
	$\bar{H}_2 = 0.23$	
	$\bar{H}_3 = 0.29$	
Ajuste \bar{Z}^{DIST} promedio obtenido	GLO* (0.82), GEV* (-0.20), GNO* (-0.75), PE3 (-1.75), GPA (-2.82)	

* Aceptable ajuste estadístico de la función de distribución en cuestión

Apoyándose en estos supuestos, en la siguiente **Figura 137(a)** se presenta la estimación de los cuantiles regionales bajo las 6 funciones a priori consideradas, en donde se puede ver la gran similitud existente entre las curvas regionales GNO y WAK de 5 parámetros, así como la apreciable dispersión que muestran el resto de funciones de tres parámetros respecto a las dos funciones anteriores. Estos resultados respaldan la fiabilidad descriptiva de la función GNO, que tal y como muestra la **Figura 137(b)** resulta ser además la función que menores errores $RMSE_{rel}$ arroja de entre todas las de aceptable ajuste de las muestras de partida.

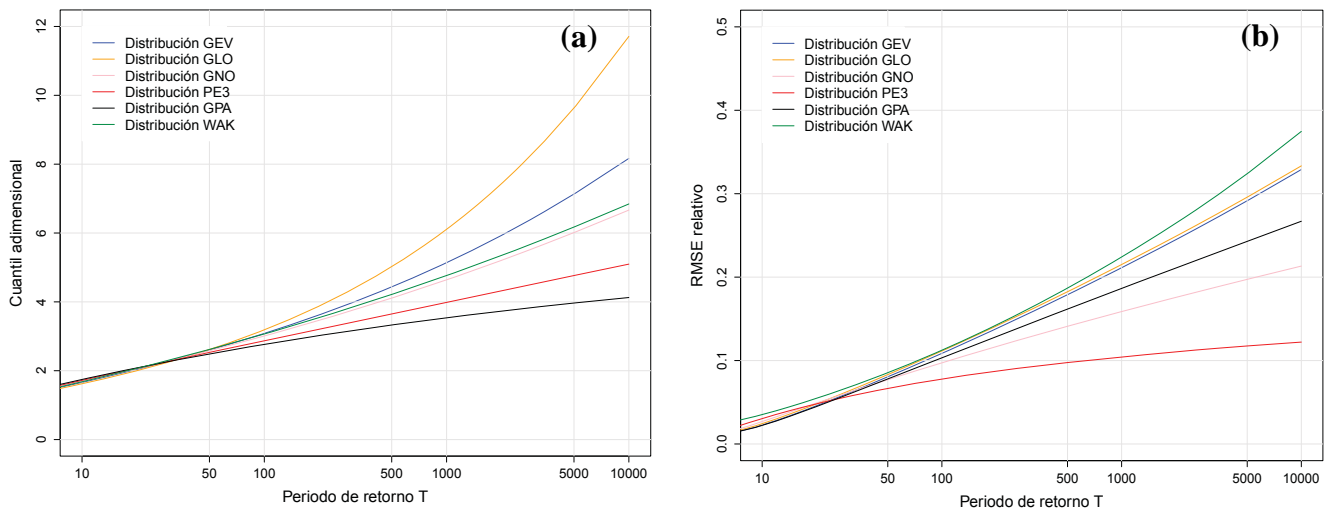


Figura 137. (a) Cuantiles adimensionales subregión 9.1 y (b) Errores cuadráticos medios relativos $RMSE_{rel}$

Así pues, la función GNO se presenta como razonablemente adecuada para modelizar los cuantiles de las 9 estaciones que constituyen la subregión 9.1, ilustrándose en la siguiente **Figura 138** la curva regional de frecuencia de dicha distribución junto con su incertidumbre asociada a un 90% de confianza.

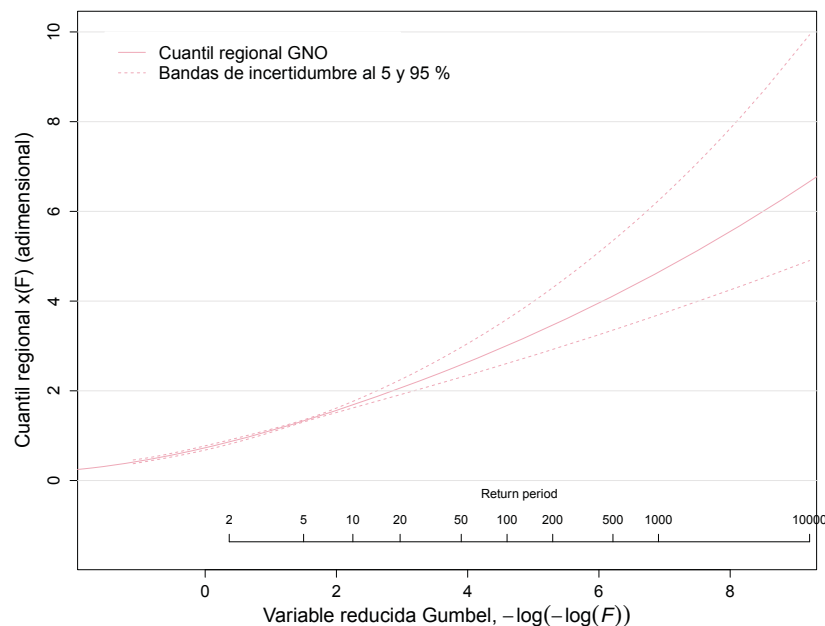


Figura 138. Curva regional GNO y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Subregión 9.1

Por otro lado y con objeto de analizar las incertidumbres de los cuantiles en las estaciones de aforo, se han contrastado los errores $RMSE_{rel}$ estimados en dichas estaciones bajo el propio análisis regional de frecuencia frente a los obtenidos mediante un enfoque local. En las siguientes **Figuras 139(a) y 139(b)** se muestra respectivamente una comparativa bajo ambos enfoques de los valores $RMSE_{rel}$ promedio y mínimos de todas las estaciones de la región, para aquellas funciones de distribución que muestran un aceptable ajuste de las series de partida.

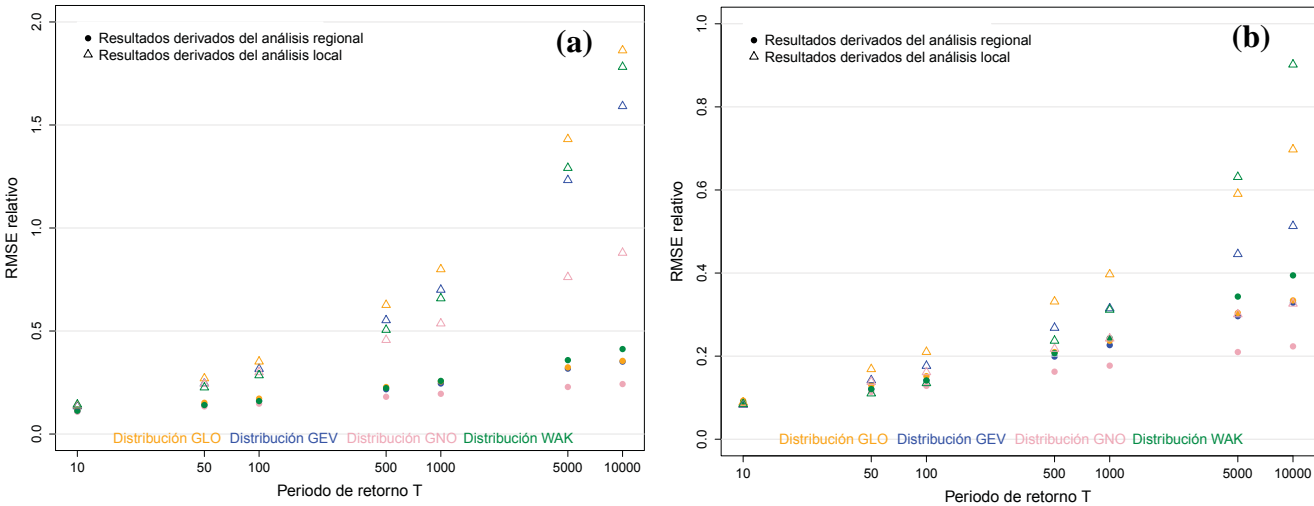


Figura 139. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 9 estaciones de la subregión 9.1 (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 9 estaciones de la subregión 9.1

Desde un punto de vista global, los anteriores resultados muestran la conveniencia de aplicar el análisis regional de frecuencias frente al enfoque local para esta subregión 9.1, teniendo en cuenta que los errores obtenidos bajo el análisis regional resultan por lo general menores que los derivados del enfoque local. Cuantitativamente, en la siguiente **Tabla 67** se muestran las reducciones del error promedio obtenidas con el análisis regional frente al local para cada una de las funciones de distribución que han mostrado un aceptable ajuste de las muestras de partida para esta región.

Tabla 67. Reducciones del valor promedio $RMSE_{rel}$. Análisis regional vs local. Subregión 9.1

Periodo de retorno T (años)		2	10	50	100	500	1000	5000	10000
% de reducción del $RMSE_{rel}$	<i>WAK regional vs WAK local</i>	-3.7	20.4	37.1	43.3	55.4	60.4	72.0	76.7
	<i>GEV regional vs GEV local</i>	-8.8	17.7	42.6	49.1	60.6	64.9	74.3	77.9
	<i>GLO regional vs GLO local</i>	-22.1	14.2	43.6	50.9	63.4	67.9	77.3	80.8
	<i>GNO regional vs GNO local</i>	-1.5	23.0	45.1	50.9	60.6	63.9	70.7	73.3

Como se puede ver, a partir de los 10 años de periodo de retorno el valor promedio del $RMSE_{rel}$ para las 9 estaciones que conforman esta región resulta considerablemente menor bajo la aplicación del análisis regional, llegándose a reducir los errores $RMSE_{rel}$ obtenidos con el enfoque local en más de un 70% para periodos de retorno de más de 5000 años. Bajo periodos de retorno T no tan extremos, la reducción de la incertidumbre obtenida al aplicar el análisis regional también resulta considerable, alcanzándose reducciones de más del 40% para el intervalo de periodos de retorno $50 \leq T \leq 100$.

Subregión 9.2

La subregión 9.2 la constituyen 3 cuencas localizadas en la zona más oriental de la Cordillera Cantábrica, cuya delineación ha venido derivada de los *análisis cluster* realizados y de las medidas de discordancia D_i y heterogeneidad H_i aplicadas (ver apartado 5.4.1 del **Capítulo 5**). Estos resultados parecen apuntar a una particularidad hidrológica especialmente asociada a las cuencas de las estaciones 1196, 1215 y 1237, cuya localización fronteriza entre la zona nival de la Cordillera Cantábrica y la zona pluvial de los Montes Vascos parecería estar otorgándoles un carácter hidrológico transitorio entre la tipología nival y pluvial.

En la siguiente **Tabla 68** se muestran los valores de las principales características físicas de las tres cuencas, mientras que en la **Figura 140** se presenta el diagrama de los L-momentos $LCs - LK$ de sus respectivas estaciones de aforo.

Tabla 68. Estaciones y principales características asociadas de la subregión 9.2

Código	Nº de registros	A_c (km ²)	ΔH (m)	H (m.s.n.m.)	P_{med} (mm)	P_{max} (mm/día)	Evp_p (mm)	UTMx (m)	UTMy (m)
1196	46	491.7	1595	557.0	1321.0	65.9	793.4	460024	4786440
1215	33	356.9	1648	597.4	1291.6	67.0	822.7	429289	4779240
1237	19	466.1	1417	569.0	1176.8	61.2	793.8	413308	4780307
Promedio	32.7	438.2	1553.3	574.5	1263.2	64.7	803.3	434207.0	4781995.7
Desv. estándar	13.5	71.6	121.0	20.8	76.2	3.1	16.8	23743.1	3885.7
Coef. variación	0.41	0.16	0.08	0.04	0.06	0.05	0.02	0.05	0.001

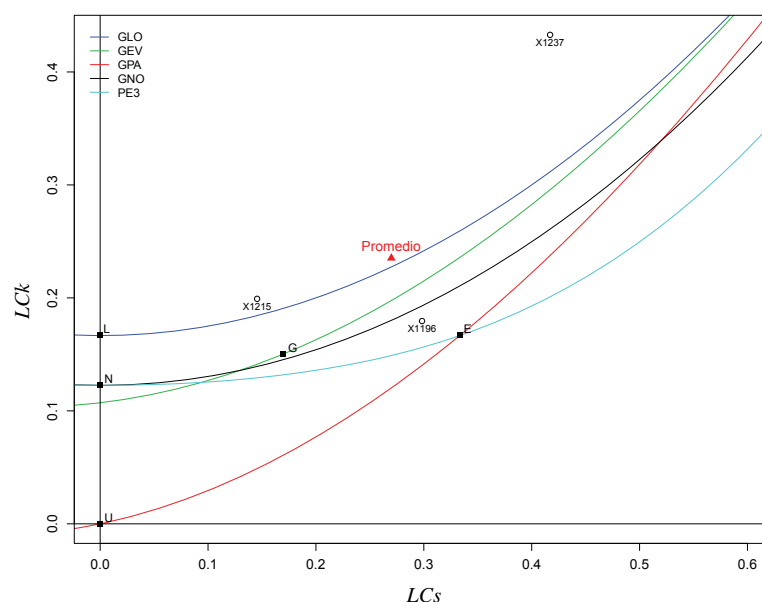


Figura 140. Diagrama de los L-momentos $LCs - LK$ de la subregión 9.2

Pese a su proximidad geográfica, estas 3 estaciones de aforo presentan una correlación espacial de sus registros de caudal máximo anual relativamente contenida (0.26 de coeficiente de correlación medio), que en cualquier caso podría estar distorsionando la precisión de las medidas H_1 , H_2 y H_3 , de valor respectivo 0.09, 0.25 y 0.32. De este modo y con objeto de profundizar en el análisis de homogeneidad de esta

agrupación de sólo tres estaciones, se han generado 500 regiones sintéticas a partir de los L-momentos regionales y el caudal máximo promedio de sus muestras de partida, con igual número de datos y estaciones que la agrupación original y condicionando el proceso de simulación a que los valores de caudal máximo generados muestren una correlación espacial entre series igual a la presentada por las muestras de partida.

En base a estas series sintéticas se han obtenido unos valores promedio \bar{H}_1 , \bar{H}_2 y \bar{H}_3 de -0.02, -0.03 y -0.06 respectivamente, cuyas cuantías apuntan hacia una razonable homogeneidad de las tres ratios de los L-momentos LCv , LCs y el LCk . No obstante, puesto que los valores de las medidas H_l ($l=1, 2, 3$) resultan algo superiores a los de los promedios \bar{H}_l , se ha analizado la sensibilidad que presentan las medidas promedio \bar{H}_l respecto a diferentes hipotéticos grados de heterogeneidad a fin de obtener resultados todavía más consistentes. En la siguiente **Tabla 69** se muestran los resultados obtenidos, en donde se puede ver la mayor similitud obtenida entre las medidas H_l y \bar{H}_l , bajo el rango de heterogeneidad adoptado que se indica.

Tabla 69. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Subregión 9.2

Correlación espacial entre estaciones	Coeficiente de correlación medio: 0.26	
Grado de heterogeneidad adoptado	$0.213 \leq LCv_i \leq 0.222$	$i = 1, 2, 3$
	$0.228 \leq LCs_i \leq 0.312$	$i = 1, 2, 3$
	$0.189 \leq LCk_i \leq 0.281$	$i = 1, 2, 3$
	$LC5_i = 0.084$	$i = 1, 2, 3$
Medida de heterogeneidad promedio obtenida	$\bar{H}_1 = 0.16$	
	$\bar{H}_2 = 0.28$	
	$\bar{H}_3 = 0.29$	
Ajuste \bar{Z}^{DIST} promedio obtenido	GLO* (-0.29), GEV* (-0.93), GNO* (-1.19), PE3 (-1.74), GPA (-2.50)	

* Aceptable ajuste estadístico de la función de distribución en cuestión

Apoyándose en estos supuestos, se ha procedido entonces a analizar cuál de las funciones de distribución evaluadas resulta la más adecuada para modelizar la frecuencia regional de avenidas de estas tres estaciones que conforman la subregión 9.2. Para ello, en la siguiente **Figura 141(a)** se ha ilustrado la estimación de los cuantiles regionales bajo las 6 funciones a priori consideradas, en donde se puede ver la gran similitud existente entre las curvas regionales GEV, GNO y WAK de 5 parámetros, así como la apreciable dispersión que muestran el resto de funciones respecto a las tres anteriores.

Estos resultados respaldan la fiabilidad descriptiva de la función GNO, que tal y como muestra la **Figura 141(b)** resulta ser además la función que menores errores $RMSE_{rel}$ arroja de entre todas las funciones que presentan un aceptable ajuste estadístico de las muestras de partida.

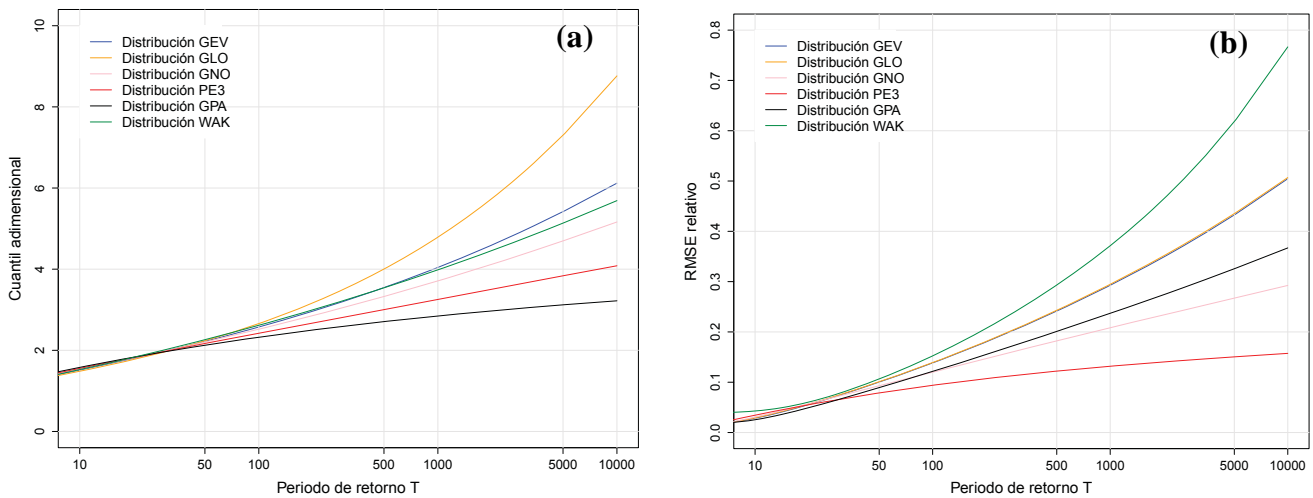


Figura 141. (a) Cuantiles adimensionales subregión 9.2 y (b) Errores cuadráticos medios relativos $RMSE_{rel}$

Es por ello que la función GNO se presente como la distribución más adecuada para modelizar los cuantiles de las 3 estaciones que constituyen la subregión 9.2, ilustrándose en la siguiente **Figura 142** la curva regional de frecuencia de dicha distribución junto con su incertidumbre asociada a un 90% de confianza.

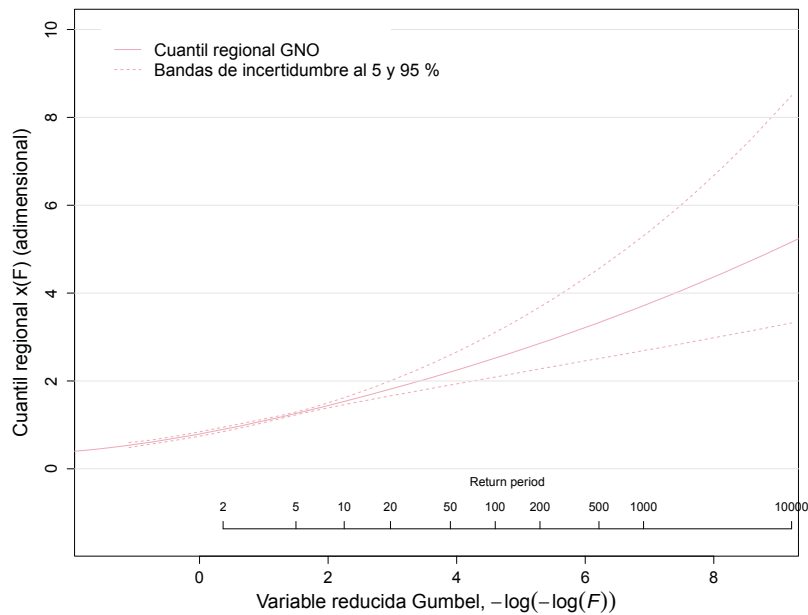


Figura 142. Curva regional GNO y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Subregión 9.2

Adicionalmente y con objeto de analizar las incertidumbres de los cuantiles en las estaciones de aforo, se han contrastado los errores $RMSE_{rel}$ estimados en dichas estaciones bajo el propio análisis regional de frecuencia frente a los obtenidos mediante un enfoque local. En las siguientes **Figuras 143(a) y 143(b)** se muestra respectivamente una comparativa bajo ambos enfoques de los valores $RMSE_{rel}$ promedio y mínimos de las estaciones de la región, para aquellas funciones de distribución que presentan un aceptable ajuste estadístico de las series de partida.

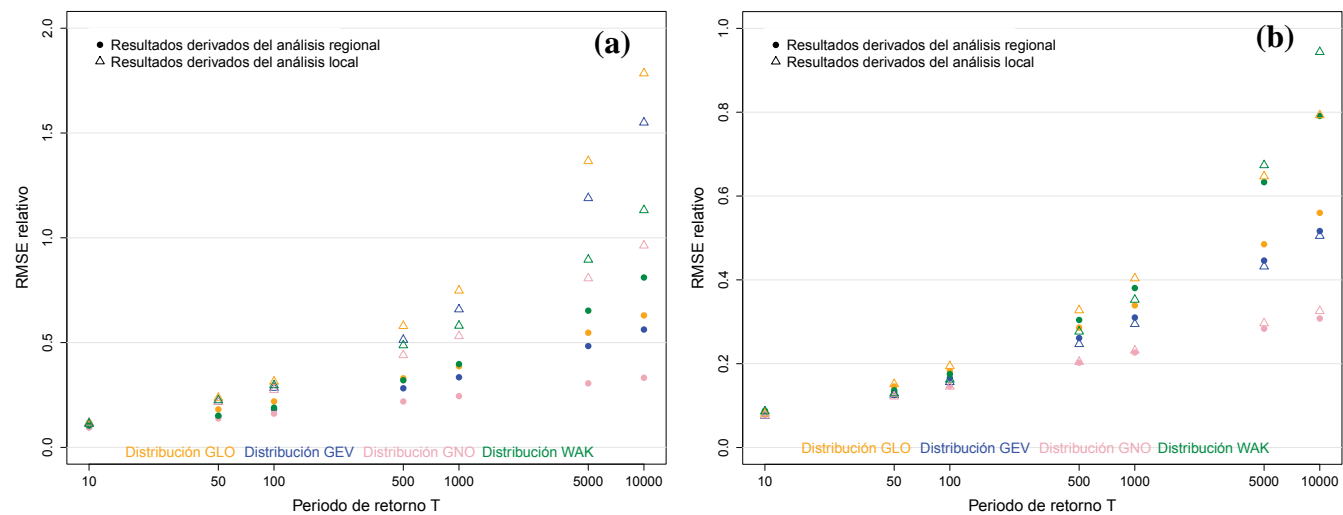


Figura 143. Análisis regional vs local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 3 estaciones de la subregión 9.2. (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 3 estaciones de la subregión 9.2

Desde un punto de vista global, los anteriores resultados muestran la conveniencia de aplicar el análisis regional de frecuencias frente al enfoque local para esta subregión 9.2, teniendo en cuenta que los errores obtenidos bajo el análisis regional resultan por lo general menores que los derivados del enfoque local. Cuantitativamente, en la siguiente **Tabla 70** se muestran las reducciones del error promedio obtenidas con el análisis regional frente al local, para cada una de las funciones de distribución que han mostrado un aceptable ajuste de las muestras de partida para esta región.

Tabla 70. Reducciones del valor promedio $RMSE_{rel}$. Análisis regional vs local. Subregión 9.2

Periodo de retorno T (años)		2	10	50	100	500	1000	5000	10000
% de reducción del $RMSE_{rel}$	<i>WAK regional vs WAK local</i>	-15.3	8.4	32.9	36.1	34.3	31.5	31.1	30.4
	<i>GEV regional vs GEV local</i>	-13.6	14.2	31.5	35.8	45.0	49.2	59.3	63.7
	<i>GLO regional vs GLO local</i>	-37.1	2.7	23.3	30.1	43.0	48.3	59.9	64.7
	<i>GNO regional vs GNO local</i>	-7.2	19.3	36.5	41.1	50.2	53.9	62.1	65.5

Adicionalmente, cabe profundizar en el análisis de frecuencias particularizado para la estación 1215, teniendo en cuenta que los errores $RMSE_{rel}$ que se obtienen en ella resultan del mismo orden de magnitud bajo el enfoque regional que bajo el local. De hecho, dicha estación es la responsable de que los valores mínimos de los $RMSE_{rel}$ obtenidos en esta subregión 9.2 no experimenten reducciones significantes al aplicar el enfoque de análisis regional sobre dicha estación, tal y como refleja la **Figura 143(b)** anteriormente adjunta.

No obstante, es importante tener en cuenta que el análisis local puede conllevar a un sobreajuste excesivo de la distribución de frecuencias a la serie local analizada, lo cual puede conducir a sobrestimar o infravalorar los cuantiles en estudio según el caso en cuestión. Bajo este contexto, la importante ventaja aportada por el

análisis regional es que tal sobreajuste se diluye convenientemente, ya que el promedio ponderado que se toma de los L-momentos hace que la distribución de frecuencias no se condicione en exceso a ninguna serie local de registros en particular. Ejemplo de esto se muestra a continuación en la **Figura 144** para la mencionada estación *1215*, ajustando la función GNO bajo ambos enfoques de análisis. Adicionalmente y a modo de contraste, en la **Figura 145** se presenta esa misma comparativa para la estación *1237*, cuyos L-momentos se posicionan en sentido opuesto a los de la estación *1215* respecto a los valores regionales.

En ambos casos se puede observar cómo la máxima avenida registrada de la serie en cuestión condiciona de forma considerable el ajuste de la función de distribución bajo el enfoque local, hecho que se diluye convenientemente mediante el análisis regional.

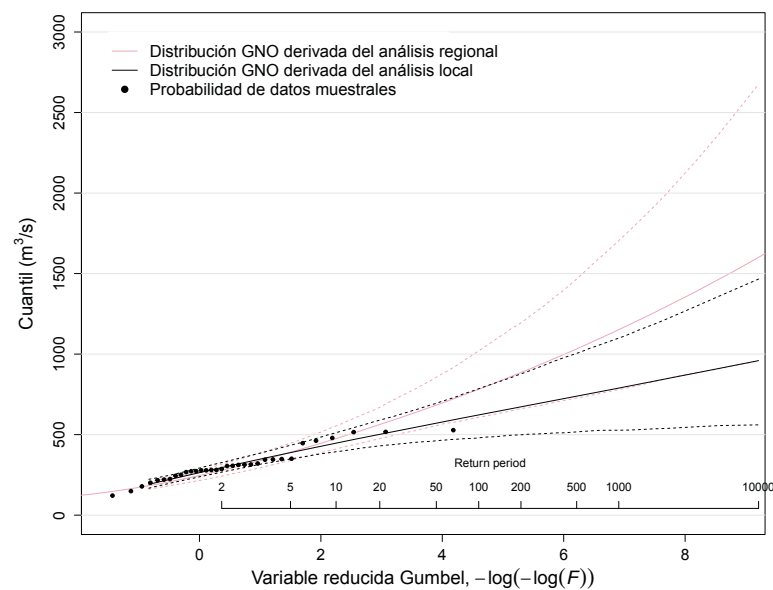


Figura 144. Comparativa de cuantiles GNO regional frente a GNO local para la estación de aforos *1215* como parte de la subregión 9.2

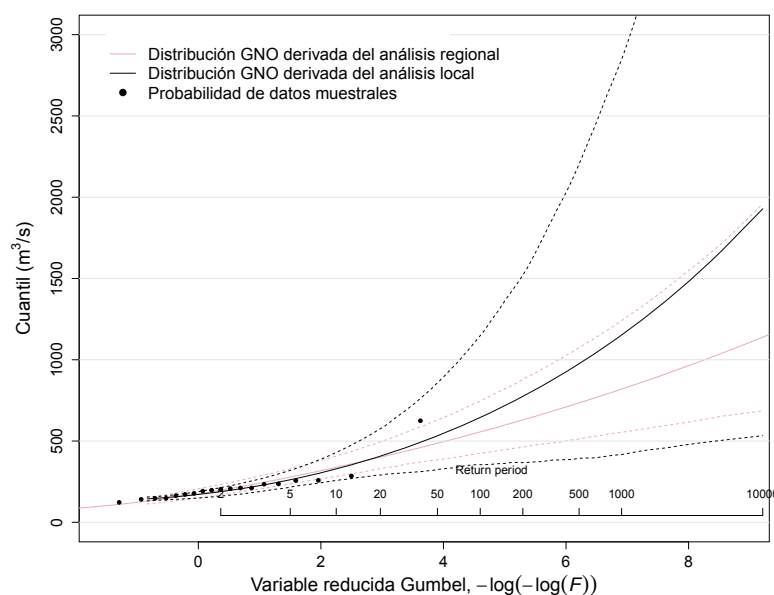


Figura 145. Comparativa de cuantiles GNO regional frente a GNO local para la estación de aforos *1237* como parte de la subregión 9.2

Capacidad predictiva región 9 vs. subregiones 9.1 y 9.2

A partir de los resultados derivados de los modelos anteriormente presentados para la región 9 y las correspondientes subregiones 9.1 y 9.2, ha sido posible analizar los errores *RMSE* que se obtienen en cada una de las 12 estaciones de la región central y oriental de la Cordillera Cantábrica cuando éstas son consideradas como parte de una sola agrupación (región 9), frente al escenario alternativo en el que adoptan dos subregiones como agrupaciones diferenciadas (subregión 9.1 y 9.2). En la siguiente **Tabla 71** se muestran los resultados de la comparativa realizada, pudiéndose observar cómo los errores *RMSE* de las estaciones procedentes de la subregión 9.1 se ven reducidos para todos los periodos de retorno al agrupar todas las estaciones bajo la región 9, mientras que las estaciones procedentes de la subregión 9.2 comienzan a presentar reducciones de sus *RMSE* a partir de los 100 años de periodo de retorno.

Tabla 71. Errores *RMSE* de los cuantiles estimados en las estaciones de la región 9

<i>T</i>	<i>RMSE bajo subregión 9.2 (m3/s)</i>			<i>RMSE bajo subregión 9.1 (m3/s)</i>								
	<i>1196</i>	<i>1215</i>	<i>1237</i>	<i>1264</i>	<i>1265</i>	<i>1268</i>	<i>1365</i>	<i>1369</i>	<i>1363</i>	<i>La Cohilla</i>	<i>1358</i>	<i>Proaza</i>
10	76.3	43.9	38.2	5.8	7.5	53.6	20.9	61.0	11.5	7.0	13.5	22.2
50	171.2	92.8	75.0	10.3	13.5	106.9	41.9	119.1	21.4	13.2	27.4	39.4
100	231.9	124.3	98.7	13.0	17.1	139.6	54.9	154.4	27.4	17.0	36.0	49.5
500	422.4	224.3	174.2	21.3	27.9	240.2	95.1	262.7	45.9	28.6	62.4	80.0
1000	527.6	280.1	216.4	25.8	33.8	294.9	116.9	321.5	56.0	34.9	76.7	96.5
10000	996.1	530.9	406.4	45.2	59.3	532.9	212.3	576.8	100.0	62.3	139.0	168.0

<i>T</i>	<i>RMSE bajo región 9 (m3/s)</i>											
	<i>1196</i>	<i>1215</i>	<i>1237</i>	<i>1264</i>	<i>1265</i>	<i>1268</i>	<i>1365</i>	<i>1369</i>	<i>1363</i>	<i>La Cohilla</i>	<i>1358</i>	<i>Proaza</i>
10	97.0	56.2	47.5	5.5	7.4	53.4	21.3	60.0	11.0	6.7	13.5	19.7
50	181.3	101.1	81.5	9.4	12.7	98.6	40.0	107.6	19.5	11.9	25.7	33.9
100	227.8	125.5	99.7	11.6	15.6	123.8	50.3	134.0	24.1	14.8	32.6	41.7
500	363.1	196.0	151.7	17.8	23.7	197.4	80.5	210.7	37.4	23.2	52.9	63.8
1000	434.3	232.8	178.7	21.0	28.0	236.2	96.3	251.0	44.4	27.6	63.5	75.4
10000	734.6	387.6	291.6	34.5	45.8	400.8	163.5	421.8	74.1	46.0	108.8	123.9

<i>T</i>	<i>Porcentaje de reducción del RMSE al unir las subregiones 9.1 y 9.2 en la región 9 (%)</i>											
	<i>1196</i>	<i>1215</i>	<i>1237</i>	<i>1264</i>	<i>1265</i>	<i>1268</i>	<i>1365</i>	<i>1369</i>	<i>1363</i>	<i>La Cohilla</i>	<i>1358</i>	<i>Proaza</i>
10	-27.0	-28.1	-24.3	4.7	2.3	0.4	-1.8	1.6	3.6	4.9	0.4	11.4
50	-5.9	-9.0	-8.7	8.6	6.2	7.7	4.7	9.6	9.2	9.6	6.3	13.9
100	1.8	-1.0	-1.0	11.1	9.0	11.3	8.5	13.2	12.3	12.6	9.4	15.8
500	14.0	12.6	12.9	16.6	15.0	17.8	15.4	19.8	18.5	18.8	15.2	20.2
1000	17.7	16.9	17.4	18.6	17.2	19.9	17.6	21.9	20.7	20.9	17.1	21.9
10000	26.3	27.0	28.3	23.7	22.8	24.8	23.0	26.9	25.9	26.1	21.7	26.2

Estos resultados sugieren descartar la hipotética posibilidad de separar la región 9 en dos subregiones diferenciadas, ya que el hecho de considerar una única agrupación de estaciones permite reducir la mayor parte de las incertidumbres estimadas para las 12 estaciones de aforo en cuestión.

Región 10

La región 10 la constituyen 5 cuencas de la zona central y oriental de la vertiente cantábrica, cuyas estaciones de cierre se encuentran localizadas en puntos cercanos a la línea de costa tal y como ilustra la **Figura 85** del **Capítulo 5**. En la siguiente **Tabla 72** se listan las 5 estaciones mencionadas, junto con los valores de las características físicas de sus cuencas de captación que fueron utilizados en el desarrollado del *análisis cluster*.

Tabla 72. Estaciones y principales características asociadas de la región 10

Código	Nº de registros	A_c (km ²)	ΔH (m)	H (m.s.n.m.)	P_{max} (mm/día)	$Evpp$ (mm)	$UTMx$ (m)	$UTMy$ (m)
1080	39	775.6	1514	483.2	69.0	718.1	573505	4769280
1106	42	673.1	1403	477.0	78.5	735.3	611464	4779510
1109	25	307.3	1419	433.3	64.4	720.1	559180	4777640
1285	28	100.0	1291	459.9	66.5	760.9	346272	4804240
1302	40	486.3	1512	481.6	64.3	725.8	307217	4800090
<i>Promedio</i>	<i>34.8</i>	<i>468.5</i>	<i>1427.8</i>	<i>467.0</i>	<i>68.5</i>	<i>732.0</i>	<i>479527.6</i>	<i>4786152.0</i>
<i>Desv. estándar</i>	<i>7.7</i>	<i>273.1</i>	<i>92.1</i>	<i>21.0</i>	<i>5.9</i>	<i>17.5</i>	<i>141449.2</i>	<i>15187.8</i>
<i>Coef. variación</i>	<i>0.22</i>	<i>0.58</i>	<i>0.06</i>	<i>0.04</i>	<i>0.09</i>	<i>0.02</i>	<i>0.29</i>	<i>0.003</i>

En la siguiente **Figura 146** se presenta el diagrama de los L-momentos $LCs - LKk$ de estas 5 estaciones, en donde se puede observar la gran cercanía gráfica mostrada por los L-momentos regionales respecto a la curva asociada a la función PE3.

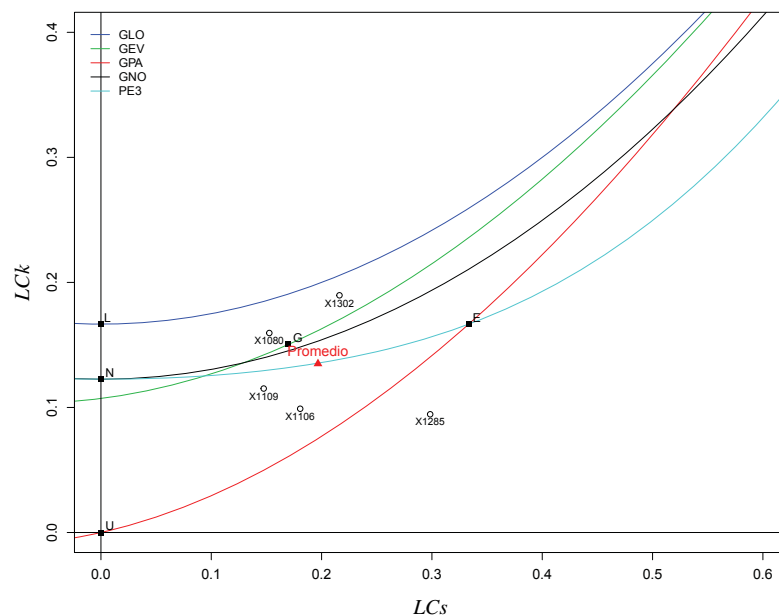


Figura 146. Diagrama de los L-momentos $LCs - LKk$ de la región 10

Esta agrupación de estaciones presenta una correlación espacial contenida entre sus series de caudal máximo anual (0.25 de coeficiente de correlación medio), que podría estar distorsionando la fiabilidad de las medidas de heterogeneidad H_1 , H_2 y H_3 de las muestras de partida, de valores respectivos -0.71, -0.86 y -0.91.

Debido a ello se han generado 500 regiones sintéticas a partir de los L-momentos regionales y el caudal máximo promedio de las muestras de partida de esta región 10, con igual número de datos y estaciones que la región original y condicionando el proceso de simulación a que los valores de caudal máximo generados muestren una correlación espacial entre series igual a la presentada por las muestras de partida.

En base a estas series sintéticas se han obtenido unos valores promedio \bar{H}_1 , \bar{H}_2 y \bar{H}_3 de -0.04, -0.03 y 0.02 respectivamente, cuya mayor cuantía respecto a los valores de las medidas H_l de las muestras de partida apuntan hacia la aceptable homogeneidad de la región. En la siguiente **Tabla 73** se muestra un resumen de los principales estadísticos obtenidos para la región.

Tabla 73. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Región 10

Correlación espacial entre estaciones	Coeficiente de correlación medio: 0.25	
Grado de heterogeneidad adoptado	$LCv_i = 0.244$	$i = 1, 2, \dots, 5$
	$LCs_i = 0.197$	$i = 1, 2, \dots, 5$
	$LCK_i = 0.135$	$i = 1, 2, \dots, 5$
	$LC5_i = 0.038$	$i = 1, 2, \dots, 5$
Medida de heterogeneidad promedio obtenida	$\bar{H}_1 = -0.04$	
	$\bar{H}_2 = -0.03$	
	$\bar{H}_3 = 0.02$	
Ajuste \bar{Z}^{DIST} promedio obtenido	GLO (2.21), GEV* (0.92), GNO* (0.66), PE3* (0.09), GPA (-2.03)	

* Aceptable ajuste estadístico de la función de distribución en cuestión

A partir de estos supuestos, en la siguiente **Figura 147(a)** se presenta la estimación de los cuantiles regionales bajo las 6 funciones a priori consideradas, mostrándose en la **Figura 147(b)** su incertidumbre asociada.

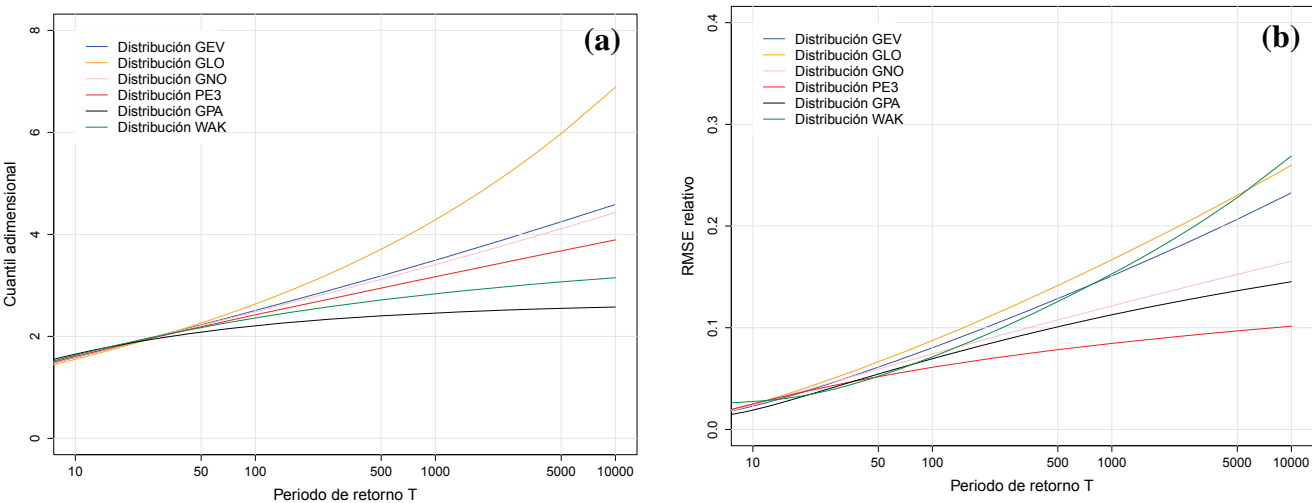


Figura 147. (a) Cuantiles adimensionales región 10 y (b) Errores cuadráticos medios relativos $RMSE_{rel}$

Así pues, tal como muestra la **Figura 147(a)**, los cuantiles de todas las funciones de distribución presentan una gran similitud para periodos de retorno $T < 50$ años, dispersándose a partir de ahí de una forma progresiva hasta llegar a alcanzar importantes desviaciones principalmente relativas a las estimaciones derivadas de las funciones GLO y GPA, bajo las cuales ha sido encontrado un ajuste estadístico insuficiente de las muestras de partida.

De forma complementaria, la función PE3 se alza como la distribución de mayor robustez global de entre todas las evaluadas, obteniéndose con ella valores del $RMSE_{rel}$ apreciablemente menores a partir de los 100 años de periodo de retorno T (ver **Figura 147(b)**). Debido a ello y a su considerable bondad de ajuste, dicha función PE3 se presenta como razonablemente adecuada para modelizar los cuantiles de las 5 estaciones que constituyen esta región 10, ilustrándose en la siguiente **Figura 148** la curva regional de frecuencia de dicha distribución junto con su incertidumbre asociada a un 90% de confianza.

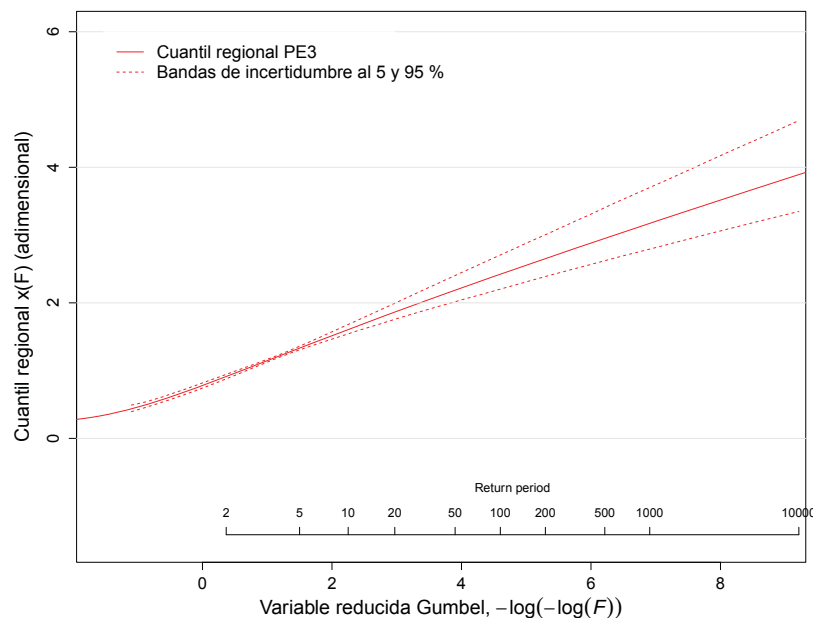


Figura 148. Curva regional PE3 y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Región 10

Adicionalmente han sido analizadas las incertidumbres de los cuantiles en las propias estaciones de aforo de la región 10, comparando los errores $RMSE_{rel}$ estimados en dichas estaciones bajo el análisis regional de frecuencias frente a los obtenidos mediante un enfoque estrictamente local. A continuación se muestra tal comparativa para aquellas funciones de distribución que presentan un aceptable ajuste de las series de partida, ilustrándose en la **Figura 149(a)** el valor promedio del $RMSE_{rel}$ de todas las estaciones de la región 10 para ambos enfoques de análisis, y en la **Figura 149(b)** su valor mínimo.

Dichas comparativas de resultados entre ambas metodologías ponen de relieve la conveniencia de aplicar el análisis regional de frecuencias a esta agrupación de estaciones, teniendo en cuenta que los errores obtenidos bajo el enfoque regional resultan apreciablemente menores que los derivados del enfoque local.

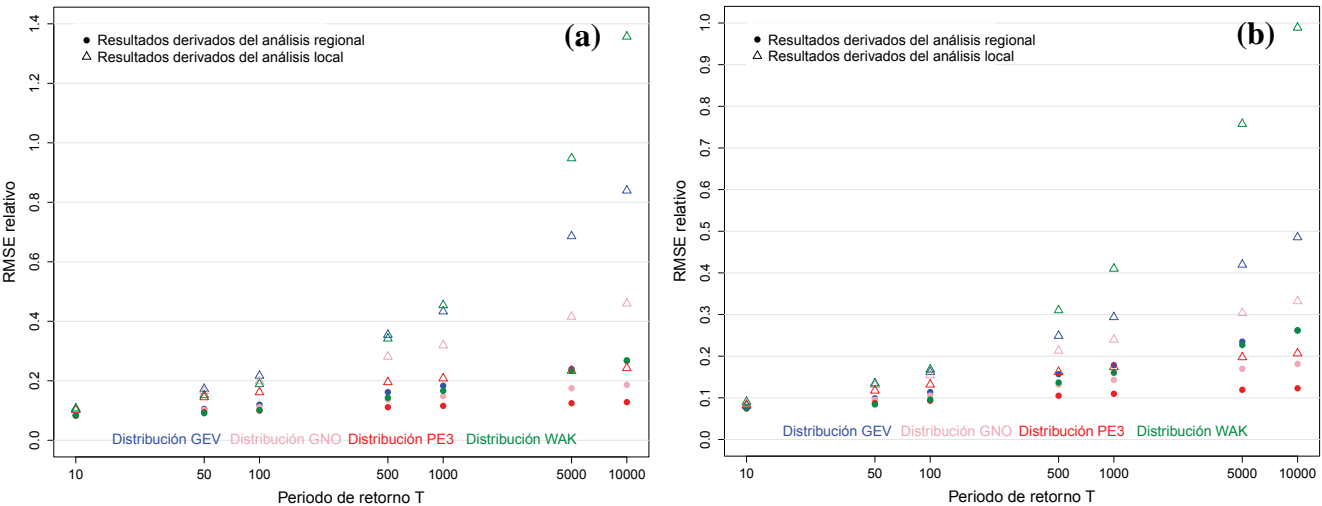


Figura 149. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 5 estaciones de la región 10 (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 5 estaciones de la región 10

Desde un punto de vista cuantitativo, en la siguiente **Tabla 74** se muestran las reducciones del error promedio obtenidas para las 4 distribuciones de aceptable ajuste de la región, pudiéndose ver la mayor robustez aportada por el enfoque regional bajo periodos de retorno $T \geq 2$ años.

Tabla 74. Reducciones del valor promedio $RMSE_{rel}$. Análisis regional vs local. Región 10

Periodo de retorno T (años)		2	10	50	100	500	1000	5000	10000
% de reducción del $RMSE_{rel}$	WAK regional vs WAK local	11.1	21.9	39.9	46.1	58.2	63.3	75.3	80.2
	PE3 regional vs PE3 local	9.9	19.2	34.7	38.2	43.1	44.4	46.5	47.2
	GEV regional vs GEV local	4.0	17.5	38.9	44.8	54.3	57.7	65.0	68.2
	GNO regional vs GNO local	6.4	18.7	38.5	43.6	51.2	53.5	57.8	59.4

Como se puede ver, el valor promedio del error $RMSE_{rel}$ para las 5 estaciones de aforos resulta considerablemente menor bajo la aplicación del análisis regional, incluso para los periodos de retorno más pequeños en los que el análisis local suele arrojar resultados bastante ajustados. Para los periodos de retorno más extremos, los errores $RMSE_{rel}$ obtenidos bajo el análisis regional resultan bastante menores respecto a los obtenidos con el enfoque local, llegándose a obtener reducciones del error $RMSE_{rel}$ de entre un 40 y un 80 % según la función de distribución aplicada y el periodo de retorno considerado.

A título de ejemplo y como contraste cruzado entre distribuciones, en la siguiente **Figura 150** se han comparado, para la estación 1106, las estimaciones obtenidas mediante el enfoque regional bajo la función adoptada PE3 frente a las estimaciones derivadas del enfoque local bajo la función de distribución GEV. Adicionalmente y para esta misma estación de aforos, en la **Figura 151** se muestra esta misma comparativa entre el análisis regional y el local, pero tratando ya ambos enfoques bajo la función de distribución de mayor robustez PE3.

En ambos casos se puede observar cómo aumenta la incertidumbre asociada a la estimación de los cuantiles según crece el periodo de retorno T , quedando patente la considerable mayor incertidumbre asociada a las estimaciones derivadas del enfoque local frente a las obtenidas con el análisis regional.

Mediante línea discontinua se han marcado los cuantiles estimados bajo el 90% de confianza, mientras que con puntos negros se ha ubicado la posición de probabilidad asociada a los datos muestrales de la estación 1106, posición calculada según la fórmula de Hazen.

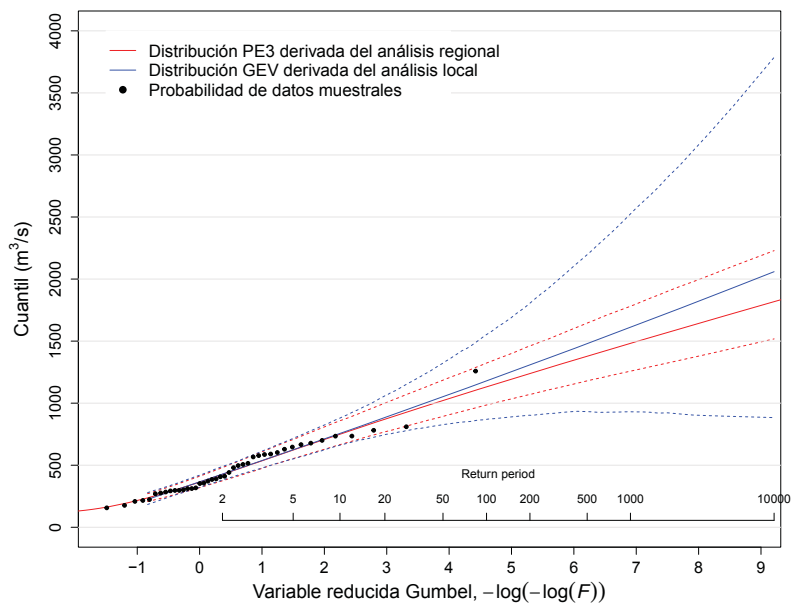


Figura 150. Comparativa de cuantiles PE3 regional frente a GEV local para la estación de aforos 1106

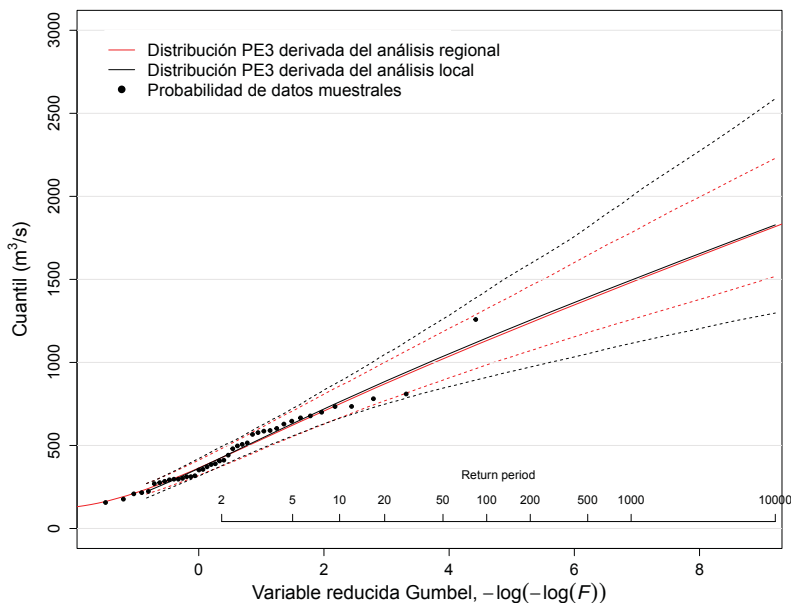


Figura 151. Comparativa de cuantiles PE3 regional frente a PE3 local para la estación de aforos 1106

Región 11

La región 11 la constituyen 9 cuencas localizadas en la zona occidental de los Montes Vascos, tal y como se ilustra en la **Figura 85** del **Capítulo 5**. Estas cuencas se encuentran respectivamente delimitadas por las estaciones de aforo que se muestran en la siguiente **Tabla 75**, en donde se incluyen los valores de las características físicas en base a las cuales fue delineada la región bajo el desarrollo del *análisis cluster*.

Tabla 75. Estaciones y principales características asociadas de la región 11

Código	Nº de registros	A_c (km ²)	ΔH (m)	H (m.s.n.m.)	P_{max} (mm/día)	Evp_p (mm)	UTM_x (m)	UTM_y (m)
1186	29	117.4	945	377.2	63.0	687.5	476885	4792350
A1Z2	25	106.4	1352	658.9	63.1	655.3	548460	4761300
A1Z3	25	10.2	853	891.2	59.4	627.8	541913	4759570
NB01	17	84.8	914	597.6	50.7	607.2	499320	4758310
NB12	16	10.2	1044	612.8	54.9	522.6	514611	4771220
NB04	17	503.8	1259	449.2	54.3	626.1	504742	4768590
NB05	17	994.0	1361	388.3	56.1	659.2	514311	4773830
1175	39	252.52	1133	416.36	57.71	681.40	490869.2	4773509
Ordunte	41	46.69	1066	597.44	62.23	679.40	471956.9	4776109
Promedio	25.1	236.2	1103.0	554.3	57.9	638.5	507007.6	4770532.0
Desv. estándar	9.6	323.7	187.7	166.1	4.4	51.6	26240.3	10523.1
Coef. variación	0.38	1.37	0.17	0.30	0.08	0.08	0.05	0.002

En la siguiente **Figura 152** se presenta el diagrama $LC_s - LC_k$ de las 9 estaciones de la región 11, en donde se puede observar una acusada dispersión de las muestras en relación a ambos L-coeficientes, encontrándose el promedio regional ponderado constreñido entre las curvas de las funciones GLO y GEV. No obstante, es importante indicar que la dispersión muestral relativa al coeficiente LC_v resulta mucho más contenida, aspecto que hace que ninguna de las series de las 9 estaciones resulte estadísticamente discordante.

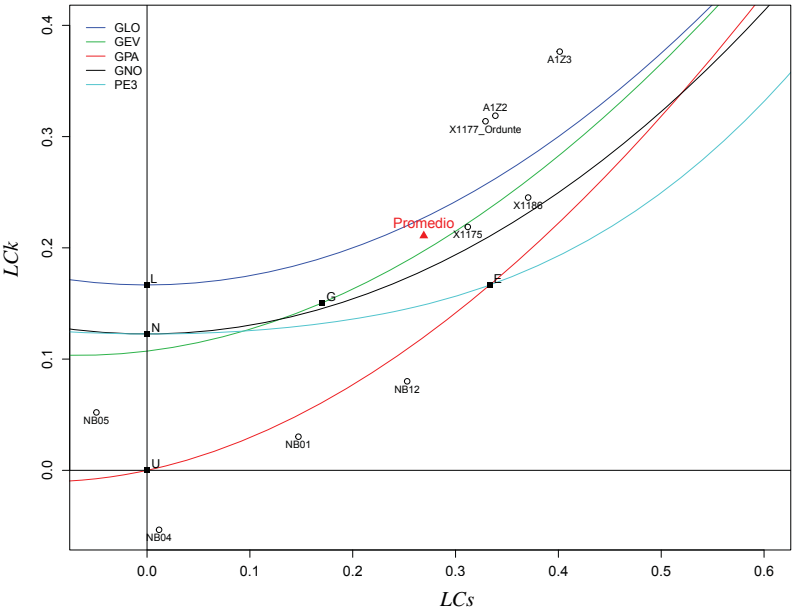


Figura 152. Diagrama de los L-momentos $LC_s - LC_k$ de la región 11

Esta agrupación de estaciones presenta una correlación espacial relativamente baja entre sus series de caudal máximo anual (0.14 de coeficiente de correlación medio), de la cual no cabría esperar una excesiva distorsión de la fiabilidad de las medidas de heterogeneidad H_1 , H_2 y H_3 previamente obtenidas, de valores respectivos 1.10, 0.99 y 1.06.

En cualquier caso, ha sido llevado a cabo un análisis estocástico asociado a la generación de 500 regiones sintéticas a partir de los L-momentos regionales y el caudal máximo promedio de las muestras de partida de la región, condicionando el proceso de simulación a que los valores de caudal máximo generados muestren una correlación espacial entre series igual a la presentada por las muestras de partida.

En base a estas series sintéticas se han obtenido unos valores promedio \bar{H}_1 , \bar{H}_2 y \bar{H}_3 de 0.28, 0.30 y 0.39 respectivamente, cuya menor cuantía respecto a los valores H_1 , H_2 y H_3 de las muestras de partida apunta hacia la presencia de una cierta heterogeneidad en la región. Debido a ello y con objeto de plantear un esquema de modelización que tenga en cuenta el posible efecto de la correlación sobre las estimaciones de los cuantiles a realizar, han sido tanteados diferentes grados de heterogeneidad del LCv , LCs y LCK hasta dar con aquellos bajo los cuales se alcanzan unas medidas de los valores promedio \bar{H}_1 , \bar{H}_2 y \bar{H}_3 más consistentes.

En la siguiente **Tabla 76** se muestran los resultados finalmente obtenidos, en donde se puede ver cómo los valores promedio \bar{H}_l ($l = 1, 2, 3$) alcanzan valores similares a los de H_l bajo el rango de heterogeneidad adoptado que se indica.

Tabla 76. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Región 11

Correlación espacial entre estaciones	Coeficiente de correlación medio: 0.14	
Grado de heterogeneidad adoptado	$0.216 \leq LCv_i \leq 0.322$	$i = 1, 2, \dots, 9$
	$0.184 \leq LCs_i \leq 0.354$	$i = 1, 2, \dots, 9$
	$0.129 \leq LCK_i \leq 0.292$	$i = 1, 2, \dots, 9$
	$LC5_i = 0.133$	$i = 1, 2, \dots, 9$
Medida de heterogeneidad promedio obtenida	$\bar{H}_1 = 1.14$	
	$\bar{H}_2 = 0.96$	
	$\bar{H}_3 = 1.03$	
Ajuste \bar{Z}^{DIST} promedio obtenido	GLO* (0.22), GEV* (-0.68), GNO* (-1.13), PE3 (-1.96), GPA (-2.95)	

* Aceptable ajuste estadístico de la función de distribución en cuestión

A partir de estos supuestos, en la siguiente **Figura 153(a)** se presenta la estimación de los cuantiles regionales bajo las 6 funciones a priori consideradas, en donde se puede ver que los cuantiles de todas las funciones de distribución muestran una gran similitud para periodos de retorno $T < 50$ años, dispersándose a partir de ahí de una forma progresiva hasta llegar a alcanzar importantes desviaciones principalmente relativas a las estimaciones derivadas de las funciones GLO y GPA.

De forma complementaria, en la **Figura 153(b)** se ilustran los errores $RMSE_{rel}$ de las 6 funciones evaluadas, pudiéndose observar cómo la función GNO se alza como la distribución de mayor robustez de entre todas las funciones que presentan un aceptable ajuste de las muestras de partida, obteniéndose con dicha distribución valores de $RMSE_{rel}$ apreciablemente menores a partir de los 100 años de periodo de retorno.

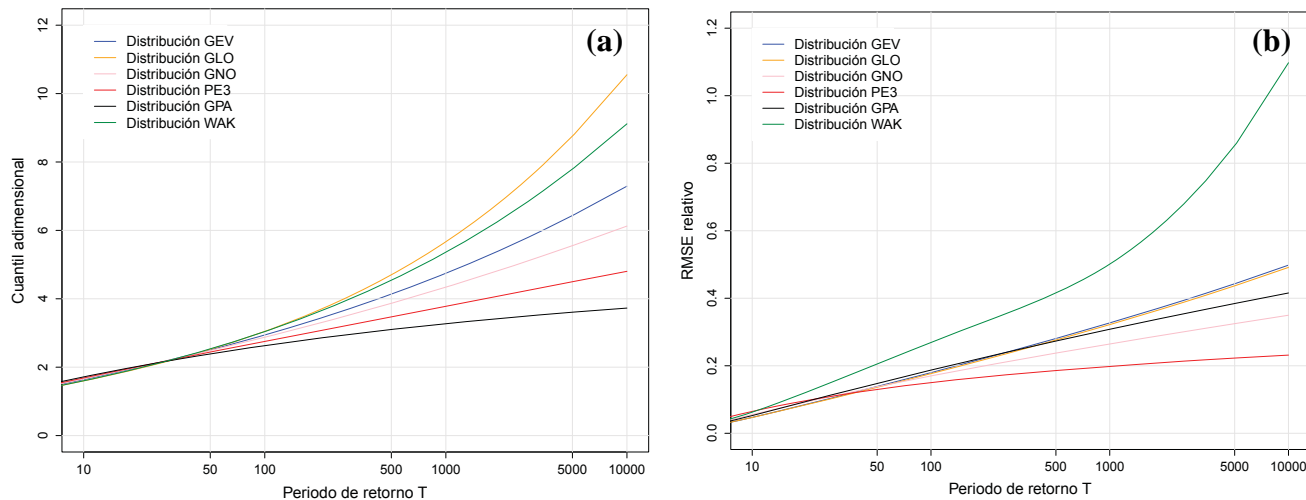


Figura 153. (a) Cuantiles adimensionales región 11 y (b) Errores cuadráticos medios relativos $RMSE_{rel}$

Así pues y en base a estos resultados, la función GNO se presenta como razonablemente adecuada para modelizar los cuantiles de las 9 estaciones de aforo que constituyen esta región 11, ilustrándose en la siguiente **Figura 154** la curva regional de frecuencia de dicha distribución junto con su incertidumbre asociada a un 90% de confianza.

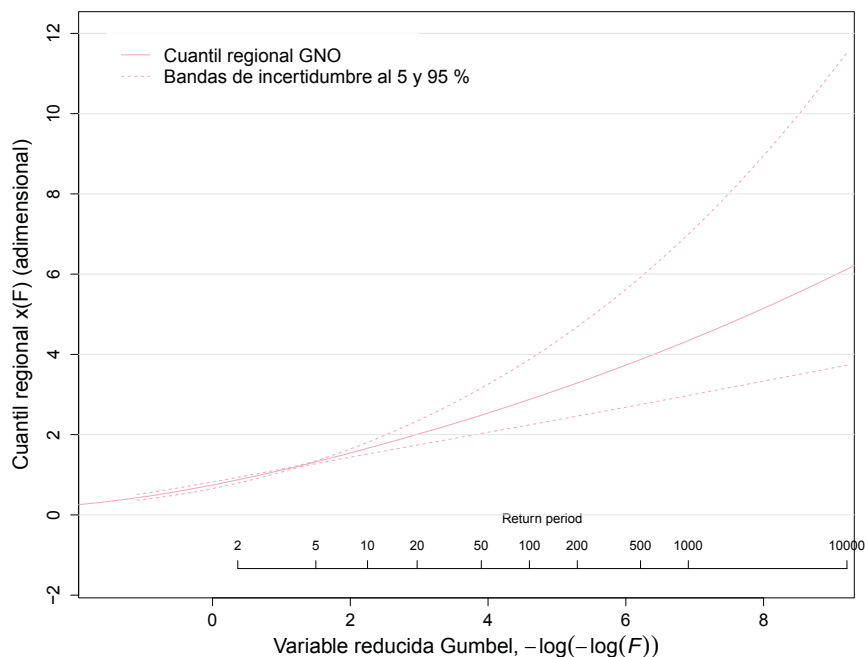


Figura 154. Curva regional GNO y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Región 11

Adicionalmente se han analizado las incertidumbres de los cuantiles en las propias estaciones de aforo de la región 11, comparando los errores $RMSE_{rel}$ estimados en dichas estaciones bajo el propio análisis regional de frecuencias frente a los obtenidos mediante un enfoque estrictamente local. A continuación se muestra tal comparativa para aquellas funciones de distribución que presentan un aceptable ajuste estadístico de las series de partida, ilustrándose en la **Figura 155(a)** el valor promedio del $RMSE_{rel}$ de las estaciones de la región 11 para ambos enfoques de análisis, y en la **Figura 155(b)** su valor mínimo.

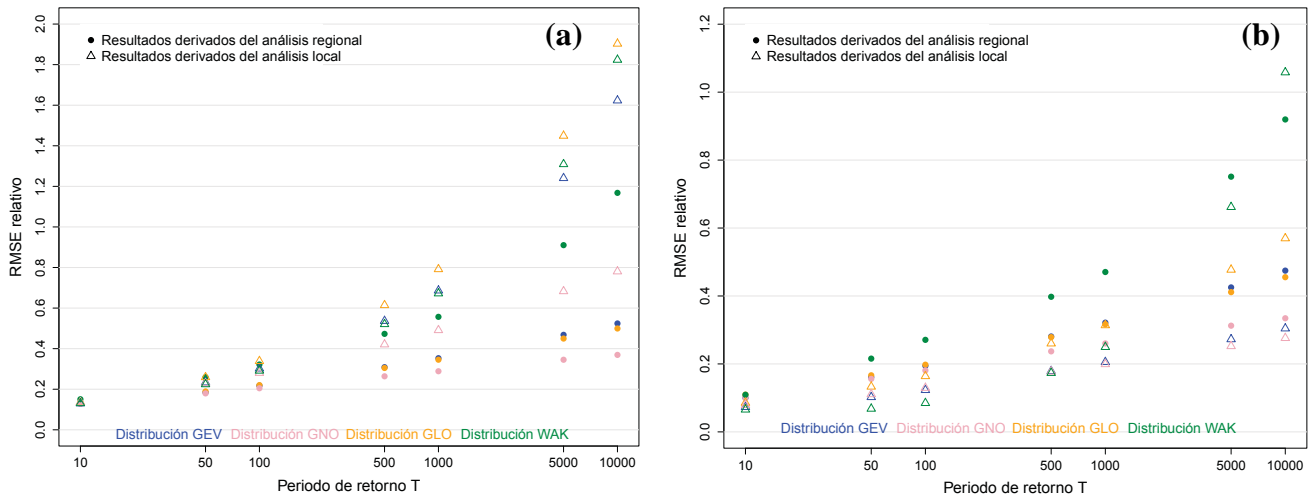


Figura 155. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 9 estaciones de la región 11 (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 9 estaciones de la región 11

Complementariamente, en la **Tabla 77** adjunta más adelante se muestran los valores de las reducciones del error promedio de todas las estaciones de la región, pudiéndose ver la mayor robustez aportada por el enfoque regional bajo las funciones GLO, GEV y GNO para periodos de retorno $T > 10$ años, lo cual no ocurre bajo la función WAK de 5 parámetros en la que el análisis regional sólo aporta mejores resultados que el enfoque local para $T \geq 500$ años. Estos resultados se muestran consistentes con los de los valores mínimos ilustrados en la **Figura 155(b)**, donde se manifiesta con claridad el hecho de que existan algunas estaciones de la región cuyo análisis local aporta menores $RMSE_{rel}$ que el análisis regional (estaciones NB01, NB04 y NB05).

Tal anomalía estadística se debe a que las cortas series de registros de esas 3 estaciones presentan una asimetría y apuntalamiento considerablemente reducidos, lo cual hace que bajo el enfoque local se generen muestras sintéticas relevantemente similares entre sí, conteniéndose de este modo los valores de $RMSE_{rel}$ asociados a dichas simulaciones.

No obstante, se ha de apreciar que los 17 años con los que se cuenta con registros de caudal máximo anual en esas 3 estaciones de aforo no configuran una serie lo suficientemente extensa como para ser representativa en sí misma de sus regímenes de avenida, lo cual ha de conducir precisamente a tomar el análisis regional como auxilio para paliar tal carencia de información.

Tabla 77. Reducciones del valor promedio $RMSE_{rel}$. Análisis regional vs local. Región 11

Periodo de retorno T (años)		2	10	50	100	500	1000	5000	10000
% de reducción del $RMSE_{rel}$	$WAK_{regional}$ vs WAK_{local}	-29.2	-14.1	-14.6	-9.3	10.7	18.7	32.0	37.4
	$GLO_{regional}$ vs GLO_{local}	-34.6	0.1	27.6	35.6	50.9	56.8	69.3	74.0
	$GEV_{regional}$ vs GEV_{local}	-19.5	1.1	20.7	27.4	41.6	47.6	60.9	66.3
	$GNO_{regional}$ vs GNO_{local}	-14.8	5.6	21.8	27.1	37.3	41.1	49.0	52.1

A título ilustrativo, en la siguiente **Figura 156(a)** se comparan, para la estación *NB04*, las estimaciones obtenidas mediante el enfoque regional con la función adoptada GNO frente a las estimaciones derivadas del enfoque local bajo la función WAK. Adicionalmente y para esta misma estación de aforos, en la **Figura 156(b)** se muestra esta misma comparativa entre el análisis regional y el local, pero tratando ya ambos enfoques bajo la función de distribución GNO.

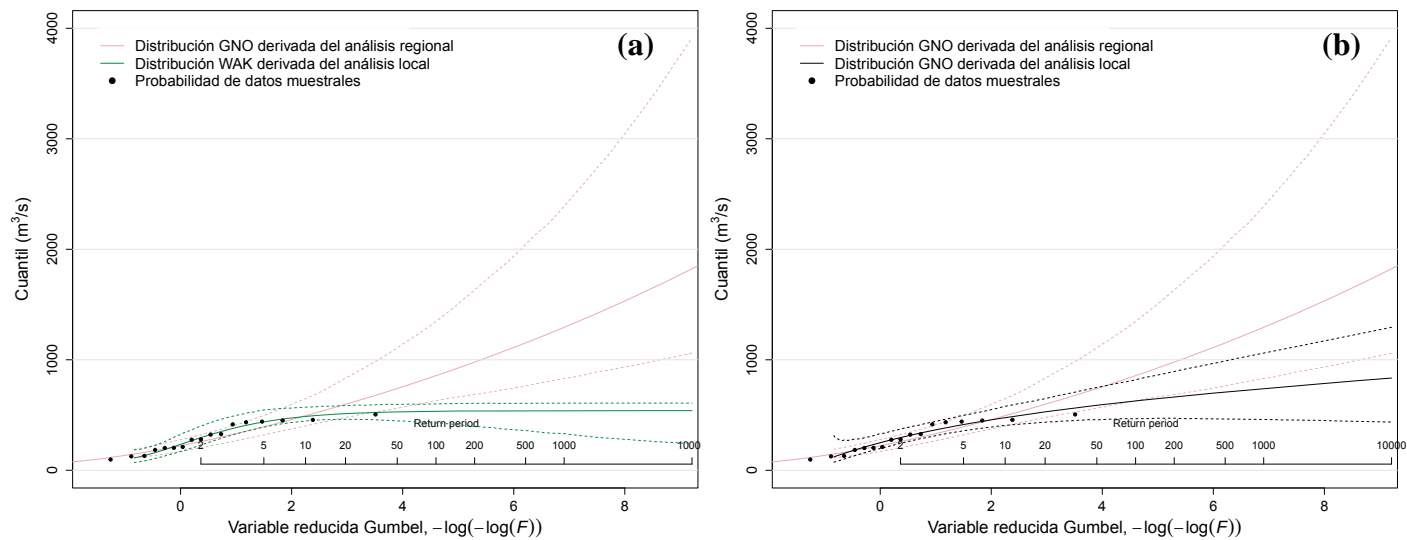


Figura 156. (a) Cuantil derivado de la función GNO regional vs WAK local para la estación *NB04*. (b) Cuantil derivado de la función GNO regional vs GNO local para esa misma estación.

Como se puede ver, ambos casos muestran el sobreajuste que el análisis local produce sobre la corta serie de registros de la estación *NB04*, siendo más acusado en el caso de la función WAK debido a la flexibilidad que le aportan los cinco parámetros de su expresión matemática. Tal sobreajuste se diluye no obstante bajo la aplicación del análisis regional, ya que el promedio ponderado que se toma de los L-momentos hace que la distribución de frecuencias no se condicione en exceso a ninguna serie local de registros en particular.

Así pues y en base a todos los resultados anteriormente obtenidos, resulta recomendable adoptar el análisis regional de frecuencias para todas las estaciones que conforman la región 11, a fin de no subestimar los caudales extremos en estaciones cuyos cortos registros muestran asimetrías y apuntalamientos reducidos, y obtener al mismo tiempo los menores $RMSE_{rel}$ posibles en el resto de las estaciones de la región.

Región 12

La región 12 la constituyen 7 cuencas de reducida área de captación que se localizan en la parte más oriental de la zona en estudio, tal y como se ilustra en la **Figura 85 del Capítulo 5**. Estas cuencas se encuentran respectivamente delimitadas por las estaciones de aforo que se muestran en la siguiente **Tabla 78**.

Tabla 78. Estaciones y principales características asociadas de la región 12

Código	Nº de registros	A_c (km ²)	ΔH (m)	H (m.s.n.m.)	P_{max} (mm/día)	Evp_p (mm)	UTMx (m)	UTMy (m)
1107	31	37.1	812	294.9	93.2	702.9	594976	4792310
A2Z1	29	4.7	425	499.6	62.9	752.4	540922	4776910
AR01	17	24.9	887	384.3	63.0	764.6	536529	4787090
C7Z1	24	28.5	798	484.6	76.5	716.8	581156	4775960
IB21	15	21.6	920	409.2	60.7	684.4	529143	4785050
LE01	17	39.3	956	336.8	62.5	721.4	534116	4791510
LE11	17	17.2	678	212.3	63.7	747.8	540207	4795450
<i>Promedio</i>	<i>21.4</i>	<i>24.8</i>	<i>782.3</i>	<i>374.5</i>	<i>68.9</i>	<i>727.2</i>	<i>551007.0</i>	<i>4786325.7</i>
<i>Desv. estándar</i>	<i>6.5</i>	<i>11.9</i>	<i>182.5</i>	<i>102.6</i>	<i>11.9</i>	<i>28.9</i>	<i>25927.9</i>	<i>7574.7</i>
<i>Coef. variación</i>	<i>0.30</i>	<i>0.48</i>	<i>0.23</i>	<i>0.27</i>	<i>0.17</i>	<i>0.04</i>	<i>0.05</i>	<i>0.002</i>

En la siguiente **Figura 157** se presenta el diagrama de los L-momentos $LCs - LK$ de las 7 estaciones de la región 12, en donde se puede observar cómo la función GNO se muestran gráficamente cómo la más cercana a los L-momentos regionales.

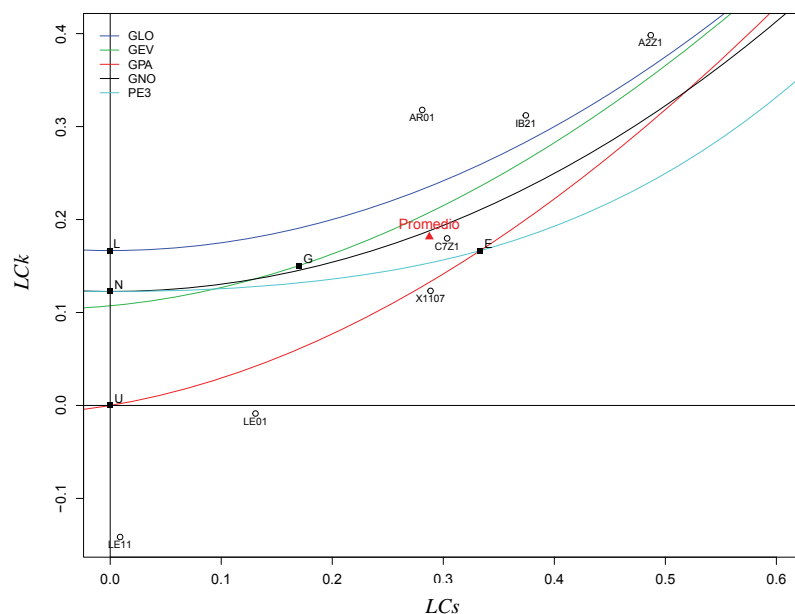


Figura 157. Diagrama de los L-momentos $LCs - LK$ de la región 12

Esta agrupación de estaciones presenta una correlación espacial baja entre sus series de caudal máximo anual (0.11 de coeficiente de correlación medio), de la cual cabría esperar leves distorsiones de la fiabilidad de las medidas de heterogeneidad H_1 , H_2 y H_3 de las muestras de partida, de valores respectivos -2.06, 0.24 y 1.63.

No obstante, también ha sido llevado a cabo un análisis estocástico asociado a la generación de 500 regiones sintéticas a partir de los L-momentos regionales y el caudal máximo promedio de las muestras de partida de la región, condicionando el proceso de simulación a que los valores de caudal máximo generados muestren una correlación espacial entre series igual a la presentada por las muestras de partida.

En base a estas series sintéticas se han obtenido unos valores promedio \bar{H}_1 , \bar{H}_2 y \bar{H}_3 de 0.33, 0.35 y 0.64 respectivamente, cuyas cuantías muestran desde una perspectiva global una estadística aceptablemente consistente con la de los valores H_l ($l = 1, 2, 3$) de las muestras de partida. Es por ello que para esta región haya resultado razonable plantear una homogeneidad generalizada respecto a las principales ratios de los L-momentos, obteniéndose los resultados que se muestran a continuación en la **Tabla 79**.

Tabla 79. Hipótesis, heterogeneidad y ajuste bajo simulación con correlación entre estaciones. Región 12

Correlación espacial entre estaciones	Coeficiente de correlación medio: 0.11	
Grado de heterogeneidad adoptado	$LCv_i = 0.300$	$i = 1, 2, \dots, 7$
	$LCs_i = 0.287$	$i = 1, 2, \dots, 7$
	$LCs_i = 0.181$	$i = 1, 2, \dots, 7$
	$LC5_i = 0.127$	$i = 1, 2, \dots, 7$
Medida de heterogeneidad promedio obtenida	$\bar{H}_1 = 0.33$	
	$\bar{H}_2 = 0.35$	
	$\bar{H}_3 = 0.64$	
Ajuste \bar{Z}^{DIST} promedio obtenido	GLO* (1.61), GEV* (0.80), GNO* (0.39), PE3* (-0.37), GPA* (-1.24)	

* Aceptable ajuste estadístico de la función de distribución en cuestión

Apoyando los cálculos en estos supuestos, en la **Figura 158(a)** se presenta la estimación de los cuantiles regionales bajo las 6 funciones a priori consideradas, en donde se puede ver que los cuantiles de todas las funciones de distribución muestran una gran similitud para periodos de retorno $T < 50$ años, dispersándose a partir de ahí de una forma progresiva hasta llegar a alcanzar importantes desviaciones.

De forma complementaria, en la **Figura 158(b)** se ilustran los errores $RMSE_{rel}$ de las 6 funciones evaluadas, pudiéndose observar cómo la función PE3 se alza como la distribución de mayor robustez de entre todas las funciones que presentan un aceptable ajuste de las muestras de partida, obteniéndose con dicha distribución valores de $RMSE_{rel}$ apreciablemente menores a partir de los 100 años de periodo de retorno.

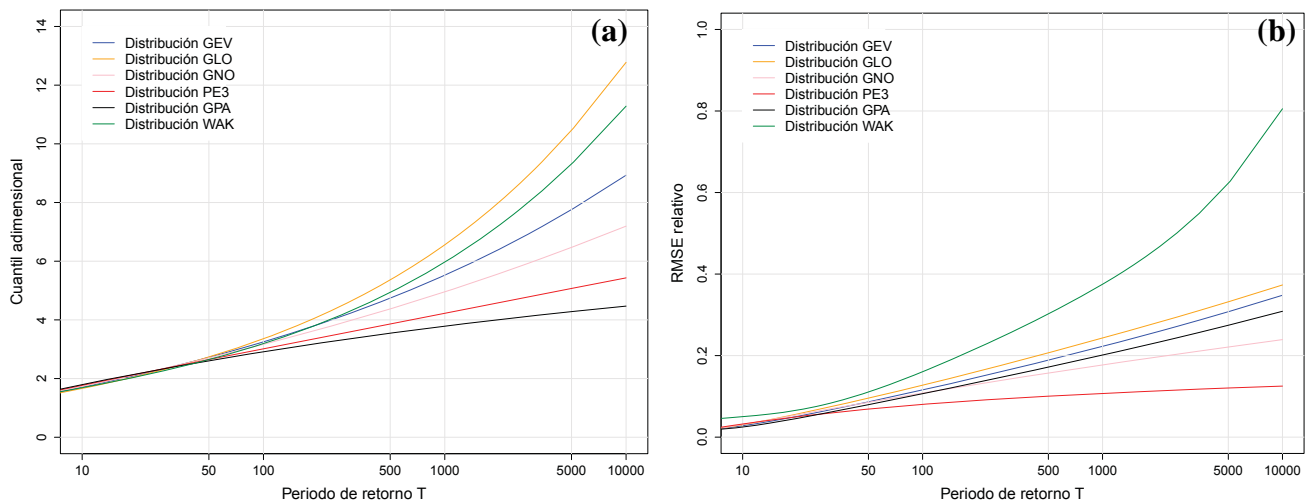


Figura 158. (a) Cuantiles adimensionales región 12 y (b) Errores cuadráticos medios relativos $RMSE_{rel}$

En base a estos resultados, la función PE3 se presenta a priori como distribución adecuada para modelizar los cuantiles de las 7 estaciones que constituyen esta región 12, ilustrándose en la **Figura 159** la curva regional de frecuencia de dicha distribución junto con su incertidumbre asociada a un 90% de confianza.

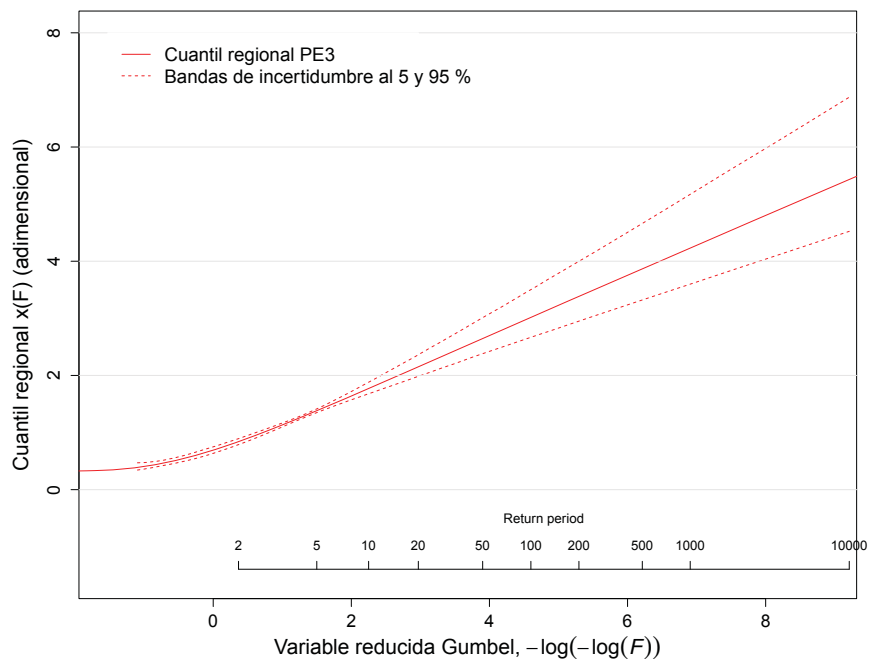


Figura 159. Curva regional PE3 y bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza. Región 12

Por último se han analizado las incertidumbres de los cuantiles en las propias estaciones de aforo de la región 12, comparando los errores $RMSE_{rel}$ estimados en dichas estaciones bajo el propio análisis regional de frecuencias frente a los obtenidos mediante el enfoque local. A continuación se muestra tal comparativa para las distintas funciones de distribución evaluadas, ilustrándose en la **Figura 160(a)** el valor promedio del $RMSE_{rel}$ de las estaciones de la región 12 para ambos enfoques de análisis, y en la **Figura 160(b)** su valor mínimo.

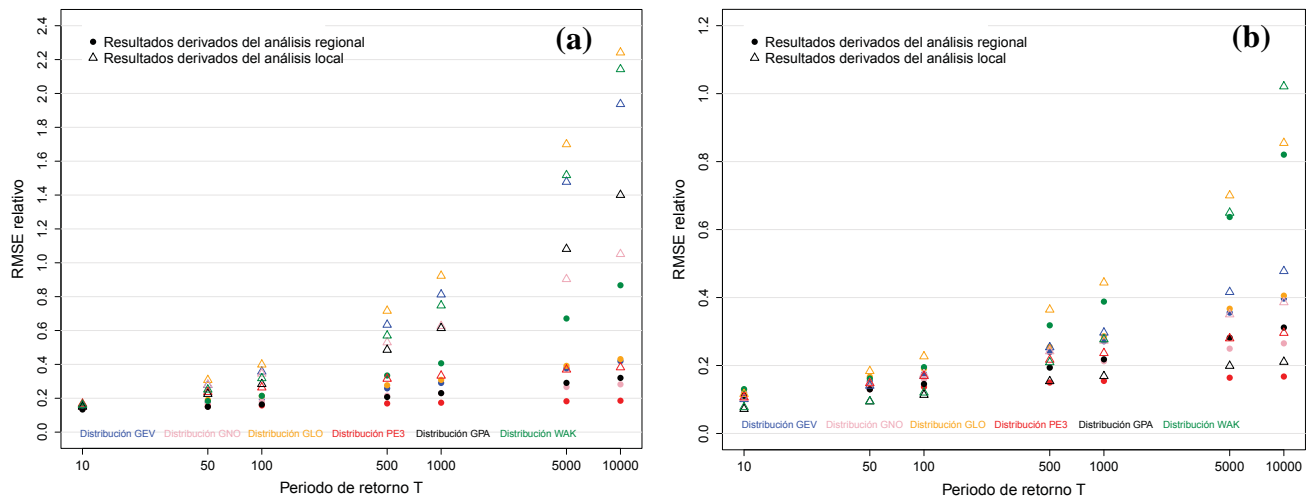


Figura 160. Análisis regional vs Análisis local. (a) Comparativa del error promedio de los cuantiles de las 7 estaciones de la región 12 (b) Comparativa del error mínimo de los cuantiles de las 7 estaciones de la región 12

Como se puede ver, dichas comparativas de resultados entre ambas metodologías ponen de relieve la conveniencia de aplicar el análisis regional de frecuencias a esta agrupación n°13 de estaciones, teniendo en cuenta que los errores obtenidos bajo el enfoque regional resultan globalmente menores que los derivados del enfoque local.

Desde un punto de vista cuantitativo, en la siguiente **Tabla 80** se muestran las reducciones del error promedio obtenidas para las 6 distribuciones evaluadas, pudiéndose ver la mayor robustez aportada por el enfoque regional para todas las funciones de distribución bajo periodos de retorno $T \geq 10$ años.

Tabla 80. Reducciones del valor promedio $RMSE_{rel}$. Análisis regional vs local. Región 12

Periodo de retorno T (años)		2	10	50	100	500	1000	5000	10000
% de reducción del $RMSE_{rel}$	<i>WAK regional vs WAK local</i>	-0.13	6.1	29.8	35.3	43.8	48.1	57.6	60.7
	<i>GLO regional vs GLO local</i>	-22.8	7.4	41.3	50.3	65.2	70.3	80.1	83.6
	<i>GEV regional vs GEV local</i>	-8.9	9.6	40.3	49.1	63.9	68.9	79.0	82.6
	<i>GNO regional vs GNO local</i>	-3.2	16.3	44.2	51.7	63.6	67.4	74.4	76.9
	<i>PE3 regional vs PE3 local</i>	7.9	18.9	38.3	42.8	49.2	50.9	53.8	54.8
	<i>GPA regional vs GPA local</i>	10.7	11.3	36.2	45.5	60.9	66.1	76.3	80.0

Cuantiles de las cuencas evaluadas bajo el análisis regional

A modo de conclusión y referencia práctica, en la siguiente **Tabla 81** se presenta la estimación de los cuantiles de caudal punta y sus bandas de incertidumbre al 5 y 95% de confianza para cada una de las 78 cuencas finalmente evaluadas bajo el análisis regional de frecuencia, para los periodos de retorno de mayor representatividad (10, 50, 100, 500, 1000, 5000 y 10000 años). No se incluyen los cuantiles asociados al periodo de retorno de 2 años, ya que éstos resultan menos precisos bajo el enfoque regional que bajo el local.

Tabla 81. Cuantiles de caudal punta de las cuencas evaluadas bajo el análisis regional (en m³/s)

		Periodo de retorno T (años)																				
		10		50			100			500			1000			5000			10000			
Código	estación	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia
Región I	1414	68.9	83.7	103.9	113.1	140.6	185.9	136.0	171.8	235.9	203.4	266.1	402.6	236.9	318.5	504.5	336.4	477.1	844.5	386.6	565.4	1057.4
	1438	184.2	226.4	274.0	307.1	380.5	489.7	372.5	465.1	615.9	555.6	720.2	1033.2	655.4	862.0	1282.0	931.4	1291.2	2157.8	1067.3	1530.1	2685.6
	1443	147.6	186.0	239.3	243.8	312.6	421.6	296.1	382.1	536.1	443.2	591.8	901.6	522.5	708.3	1125.2	744.3	1061.0	1891.6	862.2	1257.3	2324.2
	1446	84.2	103.0	127.6	138.5	173.1	230.3	166.2	211.6	292.3	249.7	327.7	495.5	296.1	392.2	618.9	419.3	587.5	1031.5	485.7	696.2	1289.8
	Cecebre	71.3	86.5	107.6	117.5	145.4	193.2	142.5	177.7	244.3	211.8	275.2	409.7	246.5	329.4	511.8	349.0	493.5	864.7	406.3	584.7	1078.1
	1433	91.8	109.9	134.3	152.0	184.7	240.4	183.2	225.8	302.9	273.2	349.7	511.1	319.2	418.5	635.6	457.0	626.9	1061.0	525.4	742.8	1317.8
	Ribeira	111.2	139.4	176.8	185.0	234.3	312.6	224.0	286.4	394.5	341.1	443.5	662.8	401.7	530.8	822.9	574.0	795.2	1381.8	663.5	942.2	1717.5
	1920	106.8	128.8	156.9	175.4	216.4	281.3	211.1	264.5	355.4	313.4	409.6	608.1	367.7	490.3	760.2	520.0	734.4	1273.4	608.6	870.2	1583.0
	1431	216.5	275.4	350.0	362.1	462.7	620.2	437.1	565.6	781.0	656.5	876.0	1311.8	775.5	1048.4	1640.1	1092.5	1570.5	2751.1	1275.4	1861.0	3413.0
	1395	346.6	414.1	498.2	568.7	695.9	893.3	686.6	850.6	1128.9	1030.2	1317.2	1926.5	1201.8	1576.6	2392.5	1701.8	2361.6	4017.3	1963.5	2798.5	4998.1
	1485	128.3	152.2	185.7	211.8	255.8	332.7	253.6	312.7	423.4	377.8	484.2	706.1	443.6	579.6	881.4	631.8	868.2	1457.3	724.7	1028.8	1811.5
	1343	357.1	435.8	552.5	596.4	732.2	979.8	723.0	895.0	1231.0	1084.1	1386.1	2068.1	1274.1	1659.0	2575.0	1826.1	2485.1	4267.0	2095.6	2944.8	5304.3
	1378	121.8	148.8	183.5	198.3	250.0	326.9	239.2	305.6	414.2	360.4	473.2	700.0	427.6	566.4	873.3	612.1	848.4	1454.0	705.2	1005.4	1813.2

Tabla 81 (continuación). Cuantiles de caudal punta de las cuencas evaluadas bajo el análisis regional (en m³/s)

		Periodo de retorno <i>T</i> (años)																				
		10			50			100			500			1000			5000			10000		
Código estación		Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia
Región 2	Portodemouros	536.9	660.3	834.5	777.9	989.1	1297.1	882.1	1127.0	1504.5	1102.8	1442.2	1993.3	1193.9	1576.5	2211.1	1401.9	1885.6	2684.3	1491.7	2017.8	2896.8
	Tambre	543.9	674.0	864.1	798.2	1009.7	1346.6	901.3	1150.5	1561.0	1125.9	1472.2	2058.8	1219.2	1609.2	2283.8	1430.1	1924.8	2770.1	1521.1	2059.8	2988.3
	Belesar	1245.9	1531.1	1951.5	1808.3	2293.6	3028.6	2038.2	2613.4	3499.6	2510.5	3344.4	4588.2	2722.0	3655.6	5096.2	3188.1	4372.4	6255.9	3390.0	4679.1	6758.6
	1609	384.6	464.2	575.5	557.8	695.4	897.1	625.7	792.4	1036.5	779.1	1014.0	1363.4	846.9	1108.4	1506.0	994.3	1325.7	1838.5	1058.3	1418.7	1985.7
	1542	133.0	164.0	211.7	193.3	245.7	333.4	218.0	279.9	386.4	272.8	358.2	514.0	295.7	391.6	565.0	346.7	468.3	694.1	368.1	501.2	751.8
	1617	186.8	221.8	269.8	273.7	332.3	423.7	306.9	378.6	488.5	382.0	484.5	645.3	413.2	529.6	714.0	482.5	633.5	873.0	512.3	677.9	940.8
	1464	211.0	249.5	305.5	306.5	373.7	479.2	343.9	425.8	554.9	428.2	544.9	731.1	462.6	595.6	811.9	544.8	712.4	988.3	578.5	762.4	1067.7
	1427	422.2	485.5	563.1	604.9	727.3	890.8	678.8	828.7	1030.5	847.8	1060.5	1356.9	919.4	1159.2	1501.3	1079.3	1386.5	1840.6	1144.6	1483.7	1986.5
Región 3	1552	328.7	410.2	545.9	423.6	567.8	826.4	453.7	631.0	937.5	518.5	771.1	1210.4	546.1	829.4	1333.7	603.4	961.4	1592.4	626.0	1017.1	1713.8
	1564	244.7	303.7	390.0	312.4	420.5	587.7	336.1	467.2	671.6	382.2	571.0	866.0	401.4	614.1	952.5	443.9	711.9	1149.8	462.4	753.2	1235.9
	1645	625.1	745.5	919.8	795.3	1032.1	1380.9	864.3	1146.8	1572.6	1000.0	1401.5	2018.3	1053.6	1507.5	2214.4	1163.4	1747.4	2653.6	1210.8	1848.7	2844.0
	1647	116.7	141.9	184.3	148.2	196.5	282.5	160.7	218.3	325.2	184.9	266.8	421.7	194.3	287.0	462.9	213.9	332.6	561.8	222.6	351.9	606.4
	Albarellos	352.9	429.9	565.4	446.8	595.1	852.3	480.6	661.3	989.3	552.1	808.1	1284.0	579.5	869.2	1409.0	639.1	1007.6	1703.9	666.2	1066.0	1830.3

Tabla 81 (continuación). Cuantiles de caudal punta de las cuencas evaluadas bajo el análisis regional (en m³/s)

		Periodo de retorno T (años)																				
		10			50			100			500			1000			5000			10000		
	Código estación	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia
Región 4	Conchas	180.6	227.7	303.0	230.4	333.4	514.3	248.3	376.7	614.7	280.4	474.2	867.6	292.3	515.3	978.3	318.0	609.0	1232.9	328.2	648.9	1344.3
	Salas	140.4	176.6	241.9	182.3	258.5	420.2	193.4	292.1	499.2	218.5	367.6	688.6	228.7	399.4	771.1	247.4	472.1	968.7	255.5	503.0	1055.9
	1805	117.1	144.2	191.4	152.7	211.2	324.5	163.1	238.6	387.0	184.0	300.3	535.0	192.2	326.3	599.6	208.8	385.7	757.6	215.4	410.9	820.7
Región 5	1754	213.7	240.7	274.4	260.5	305.8	363.6	277.0	331.2	402.7	313.4	386.3	489.5	327.2	408.9	524.5	356.1	459.4	609.6	368.6	480.4	647.5
	Las Portas	245.2	275.0	310.0	300.0	349.5	414.3	320.0	378.4	457.2	360.2	441.4	553.3	374.5	467.2	593.6	407.6	524.9	687.0	421.5	549.0	726.6
	Cenza	38.1	43.9	51.3	46.8	55.8	68.0	49.7	60.5	74.8	56.4	70.5	90.0	58.8	74.6	96.3	64.3	83.9	111.6	66.4	87.7	118.2
	Chandrea	124.9	139.7	159.2	152.3	177.6	210.8	162.6	192.3	232.4	183.5	224.3	282.3	191.3	237.4	302.6	208.5	266.7	350.3	215.8	279.0	370.8
Región 6	1626	105.0	132.0	172.9	156.9	209.1	294.4	177.9	241.9	350.3	223.7	317.3	477.3	244.2	349.6	534.0	287.2	424.3	663.9	304.4	456.4	721.8
	Vilasouto	24.1	30.1	39.7	35.6	47.7	68.5	39.9	55.2	81.1	49.9	72.4	111.6	54.5	79.8	124.8	64.5	96.8	156.9	68.7	104.1	171.6

Tabla 81 (continuación). Cuantiles de caudal punta de las cuencas evaluadas bajo el análisis regional (en m³/s)

		Periodo de retorno <i>T</i> (años)																				
		10			50			100			500			1000			5000			10000		
Código estación		Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia
Región 7	1724	214.7	257.4	315.9	324.9	396.0	497.0	370.0	454.8	578.6	469.2	590.3	766.6	511.5	648.3	846.2	609.1	782.4	1033.0	650.9	840.0	1115.9
	1727	307.5	369.6	453.2	460.1	568.6	714.4	523.5	653.1	829.4	665.7	847.6	1100.7	727.7	930.9	1221.5	866.7	1123.5	1497.2	926.2	1206.1	1613.4
	1734	161.5	194.0	241.6	239.5	298.5	382.9	271.8	342.9	444.0	344.2	445.1	591.3	375.0	488.8	653.0	447.7	589.9	802.2	477.4	633.3	870.2
	Villar de Santiago	26.8	35.0	46.8	40.9	53.8	74.3	46.2	61.8	86.1	58.7	80.2	114.2	64.1	88.1	126.1	76.2	106.3	154.2	81.6	114.2	165.9
	Prada	97.6	117.8	146.1	144.7	181.3	233.2	165.1	208.2	269.4	209.6	270.3	355.0	229.1	296.8	393.4	271.0	358.2	480.2	290.5	384.6	518.2
Región 8	1353	246.9	279.5	313.9	311.8	361.5	418.3	336.1	393.2	461.7	383.6	461.8	562.4	402.1	489.8	604.7	442.0	552.1	697.5	458.7	578.1	739.2
	1402	55.9	65.6	77.6	70.5	84.9	101.9	76.0	92.4	112.2	86.9	108.5	136.4	91.5	115.0	147.0	100.9	129.7	170.2	104.7	135.8	180.2
	1404	122.8	136.3	152.8	153.6	176.4	203.5	164.8	191.8	224.8	187.9	225.3	272.2	197.2	238.9	292.4	217.2	269.3	340.1	225.3	282.0	359.9
	Salime	626.3	715.6	824.8	790.9	925.8	1089.6	849.8	1007.0	1194.0	977.6	1182.6	1439.2	1025.4	1254.2	1540.2	1126.7	1413.9	1780.4	1166.6	1480.3	1883.1
	La Barca	301.3	354.5	422.2	383.1	458.6	553.8	412.9	498.8	604.7	473.6	585.8	730.4	496.2	621.3	781.8	546.5	700.4	901.5	567.7	733.3	954.3

* NOTA: Los cuantiles presentados para el caso particular de la estación de La Barca se refieren a caudales máximos medios diarios

Tabla 81 (continuación). Cuantiles de caudal punta de las cuencas evaluadas bajo el análisis regional (en m³/s)

		Periodo de retorno T (años)																				
		10			50			100			500			1000			5000			10000		
Código estación		Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia
Región 9	1264	35.7	44.1	55.2	52.9	66.6	86.4	60.6	77.2	102.2	80.5	104.8	143.6	89.2	117.9	164.8	111.6	151.9	220.1	122.9	168.0	248.2
	1265	45.9	56.4	71.8	67.6	85.2	113.0	77.3	98.8	133.4	101.6	134.0	188.6	113.1	150.9	214.9	141.3	194.3	289.1	153.7	215.0	322.3
	1268	502.4	573.4	674.4	736.2	865.2	1065.0	838.9	1003.8	1258.0	1102.8	1361.6	1777.3	1221.1	1532.7	2050.7	1522.6	1973.8	2751.4	1661.1	2184.0	3099.6
	1365	194.4	227.1	270.7	285.8	342.7	428.8	325.0	397.6	505.9	425.9	539.4	715.7	470.9	607.2	819.5	587.7	781.9	1107.6	639.2	865.1	1246.8
	1369	507.0	600.5	720.1	748.4	906.1	1136.3	856.5	1051.3	1341.8	1128.4	1426.0	1906.1	1250.6	1605.2	2190.8	1570.6	2067.1	2952.9	1715.4	2287.2	3316.1
	1363	85.3	101.2	123.0	125.9	152.7	193.9	144.5	177.2	230.1	192.2	240.3	326.0	214.3	270.5	372.8	266.0	348.4	497.7	289.9	385.5	561.8
	La Cohilla	51.4	61.9	74.6	75.7	93.4	118.1	86.9	108.4	139.5	113.6	147.0	197.0	126.6	165.5	225.7	158.7	213.1	302.1	173.6	235.8	339.4
	1358	133.9	153.6	180.5	195.3	231.8	284.8	223.9	269.0	337.1	294.1	364.9	481.8	328.1	410.7	551.0	413.2	528.9	740.1	450.6	585.2	834.8
	Proaza	133.3	163.0	203.6	196.3	246.0	319.1	224.7	285.4	377.2	296.6	387.1	526.8	330.1	435.8	605.8	415.1	561.1	803.0	452.0	620.9	902.0
	1196	896.2	1032.1	1207.5	1306.6	1557.3	1906.7	1499.5	1806.8	2251.9	1962.8	2450.8	3204.8	2184.1	2758.8	3675.4	2738.4	3552.7	4954.1	2995.3	3931.0	5587.9
	1215	433.3	510.8	618.0	636.0	770.8	968.8	727.4	894.3	1141.3	948.0	1213.0	1612.0	1051.4	1365.4	1848.2	1307.4	1758.4	2488.2	1432.3	1945.6	2796.4
	1237	297.8	363.4	460.7	439.0	548.4	718.5	504.4	636.2	848.1	674.4	863.0	1195.7	751.5	971.5	1379.4	946.4	1251.0	1841.2	1033.8	1384.2	2084.5

* NOTA: Los cuantiles presentados para el caso particular de la estación 1237 se refieren a caudales máximos medios diarios

Tabla 81 (continuación). Cuantiles de caudal punta de las cuencas evaluadas bajo el análisis regional (en m³/s)

		Periodo de retorno T (años)																				
		10			50			100			500			1000			5000			10000		
Código estación		Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia
Región 11	NB01	53.5	66.9	87.4	75.0	100.4	148.3	83.5	116.1	181.5	103.1	156.3	271.0	111.4	175.4	319.6	130.1	224.2	450.8	138.5	247.4	517.0
	NB04	397.0	493.4	637.8	554.7	740.1	1074.3	616.5	856.0	1304.6	763.4	1152.6	1956.3	824.1	1293.3	2292.9	975.6	1653.3	3237.9	1039.8	1823.7	3699.6
	NB05	749.1	936.4	1208.2	1048.8	1404.6	2022.2	1167.2	1624.7	2450.2	1455.3	2187.5	3671.7	1589.8	2454.5	4309.6	1881.0	3137.7	6011.9	2007.2	3461.2	6917.8
	NB12	13.7	17.1	22.2	19.5	25.7	37.2	21.8	29.7	45.2	26.8	40.0	68.5	29.1	44.9	80.2	34.4	57.3	112.7	36.5	63.3	129.0
	A1Z2	99.9	122.2	153.5	141.1	183.3	259.2	157.2	212.1	311.6	195.1	285.5	469.1	211.7	320.4	550.9	248.3	409.6	773.2	264.1	451.8	893.7
	A1Z3	9.1	10.8	13.7	12.5	16.2	23.1	13.9	18.8	28.3	17.2	25.3	43.0	18.5	28.4	50.7	21.6	36.3	72.7	23.1	40.0	84.1
	1186	211.6	253.5	317.3	295.6	380.2	531.9	329.4	439.7	642.1	406.7	592.1	964.7	438.5	664.4	1130.9	516.5	849.3	1593.8	549.7	936.8	1825.5
	Ordunte	86.5	102.0	122.3	121.8	153.0	204.9	135.3	177.0	249.0	169.0	238.2	372.5	183.4	267.3	434.8	217.6	341.7	612.6	233.3	377.0	700.3
	1175	545.9	646.8	773.2	753.2	970.2	1292.6	837.7	1122.2	1569.2	1032.1	1510.9	2332.1	1114.1	1695.4	2729.2	1301.2	2167.3	3843.6	1395.4	2390.7	4399.9
Región 10	1080	851.3	966.2	1107.9	1147.2	1315.1	1539.0	1261.6	1456.9	1717.5	1507.5	1774.8	2123.3	1609.2	1908.1	2301.9	1837.2	2211.9	2715.1	1937.7	2340.7	2899.2
	1109	312.1	365.4	429.7	418.4	497.3	590.5	460.4	550.9	660.0	552.9	671.1	816.3	589.1	721.5	884.8	675.8	836.4	1042.1	709.6	885.1	1108.0
	1106	670.7	750.4	851.9	893.6	1021.4	1185.2	978.4	1131.5	1324.1	1175.7	1378.4	1658.0	1253.5	1482.0	1799.2	1429.1	1717.9	2122.3	1502.2	1818.0	2262.4
	1302	349.7	398.7	454.0	470.1	542.6	632.9	515.6	601.2	708.7	617.6	732.3	880.2	660.0	787.4	952.5	755.5	912.7	1122.3	797.1	965.8	1193.7
	1285	116.1	133.0	156.2	155.2	181.0	216.5	170.3	200.5	240.8	204.1	244.3	297.0	218.3	262.6	321.5	248.9	304.4	379.5	261.2	322.1	405.5

Tabla 81 (continuación). Cuantiles de caudal punta de las cuencas evaluadas bajo el análisis regional (en m³/s)

Código estación		Periodo de retorno T (años)																				
		10			50			100			500			1000			5000			10000		
		Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia	Valor de confianza 5% de significancia	Cuantil estimado	Valor de confianza 95% de significancia
Región 12	1107	71.7	87.1	106.8	106.3	130.1	165.1	120.1	148.3	191.4	151.0	190.2	253.2	163.8	208.1	281.1	194.0	249.4	344.8	206.7	267.1	371.4
	IB21	19.8	25.4	32.9	28.8	37.9	51.3	32.7	43.2	59.0	41.2	55.4	77.3	44.9	60.6	85.3	53.2	72.6	104.0	56.6	77.8	112.2
	AR01	41.6	52.4	67.8	61.6	78.3	104.6	69.3	89.3	120.4	87.6	114.5	158.8	95.3	125.2	174.9	112.7	150.1	213.4	120.8	160.8	229.8
	A2Z1	4.9	5.9	7.3	7.3	8.9	11.2	8.3	10.1	13.0	10.4	13.0	17.0	11.4	14.2	18.9	13.5	17.0	23.1	14.4	18.2	24.9
	C7Z1	42.2	51.3	63.2	62.1	76.7	98.1	70.6	87.4	113.1	88.7	112.1	148.0	96.2	122.6	164.2	114.1	147.0	200.3	121.8	157.4	216.6
	LE01	54.3	68.4	87.0	80.3	102.2	134.1	90.8	116.5	154.5	114.2	149.4	203.6	124.3	163.4	224.1	147.0	195.8	270.0	156.6	209.8	291.6
	LE11	16.9	21.5	28.3	24.6	32.1	43.6	28.0	36.6	50.0	35.3	46.9	65.7	38.6	51.3	72.5	45.9	61.5	88.2	49.0	65.9	95.0

Referencias

- Abu El-Magd, N. A. T. (2010). TL-moments of the exponentiated generalized extreme value distribution. *Journal of Advanced Research*, 1(4), 351–359. <https://doi.org/10.1016/J.JARE.2010.06.003>
- Acreman, M. C., & Sinclair, C. D. (1986). Classification of drainage basins according to their physical characteristics; an application for flood frequency analysis in Scotland. *Journal of Hydrology*, 84(3–4), 365–380. [https://doi.org/10.1016/0022-1694\(86\)90134-4](https://doi.org/10.1016/0022-1694(86)90134-4)
- AEMET, & IM, I. P. (2011). Atlas climático ibérico - Iberian climate atlas - Agencia Estatal de Meteorología - AEMET. Gobierno de España. Retrieved from http://www.aemet.es/es/conocermas/recursos_en_linea/publicaciones_y_estudios/publicaciones/detalles/Atlas-climatologico
- Ahmad, U. N., Shabri, A., & Zakaria, Z. A. (2011). Trimmed L-moments (1,0) for the generalized Pareto distribution. *Hydrological Sciences Journal*, 56(6), 1053–1060. <https://doi.org/10.1080/02626667.2011.595719>
- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716–723. <https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>
- Allen, M. R., & Ingram, W. J. (2002). Constraints on future changes in climate and the hydrologic cycle. *Nature*, 419(6903), 224–232. <https://doi.org/10.1038/nature01092>
- Alpert, P., Ben-Gai, T., Baharad, A., Benjamini, Y., Yekutieli, D., Colacino, M., ... Manes, A. (2002). The paradoxical increase of Mediterranean extreme daily rainfall in spite of decrease in total values. *Geophysical Research Letters*, 29(11), 1536. <https://doi.org/10.1029/2001GL013554>
- Álvarez, A. J., Mediero, L., & García Montañés, C. (2014). Análisis y selección de modelos estadísticos para el ajuste de la ley de frecuencia de caudales máximos anuales en España. *Ingeniería Civil*, ISSN 0213-8468, Nº 174, 2014, Págs. 5-31. Ministerio de Obras Publicas y Urbanismo, Centro de Publicaciones. Retrieved from <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=4784176>
- Álvarez, M. (2000). *Análisis regional de frecuencia aplicado a las precipitaciones máximas y avenidas*. Retrieved from [ftp://ceres.udc.es/master_en_ingenieria_del_agua/master_antiguo_antes_del_2012/Primer_Curso/Regulacion_del_Recurso_Y_Gestion_de_Situaciones_Extremas/Clase Manuel Alvarez/TESIS ANALISIS REGIONAL/Tesis_1.pdf](ftp://ceres.udc.es/master_en_ingenieria_del_agua/master_antiguo_antes_del_2012/Primer_Curso/Regulacion_del_Recurso_Y_Gestion_de_Situaciones_Extremas/Clase_Manuel_Alvarez/TESIS_ANALISIS_REGIONAL/Tesis_1.pdf)
- Álvarez, M., Puertas, J., Montes, J., & Moralo, J. (2015). Análisis Regional de Frecuencia de Avenidas en la zona noroccidental de la Península Ibérica. X Jornadas Españolas de Presas. Comité Nacional Español de Grandes Presas (SPANCOLD).
- Anderson, P. L., & Meerschaert, M. M. (1998). Modeling river flows with heavy tails. *Water Resources Research*, 34(9), 2271–2280. <https://doi.org/10.1029/98WR01449>
- Arnaud, P., Cantet, P., & Odry, J. (2016). SHYREG, a national database of flood frequency estimation, 7, <http. <https://doi.org/10.1051/e3sconf/20160701004>
- Arnaud, P., & Lavabre, J. (2002). Coupled rainfall model and discharge model for flood frequency estimation. *Water Resources Research*, 38(6), 11-1-11–11. <https://doi.org/10.1029/2001WR000474>
- Arnell, N. W., & Gabriele, S. (1988). The performance of the two-component extreme value distribution in regional flood frequency analysis. *Water Resources Research*, 24(6), 879–887. <https://doi.org/10.1029/WR024i006p00879>

- Arnell, V., Harremoës, P., Jensen, M., Johansen, N. B., & Niemczynowicz, J. (1984). Review of Rainfall Data Application for Design and Analysis. *Water Science and Technology*, 16(8–9), 1–45. <https://doi.org/10.2166/wst.1984.0176>
- Barry J., K. (1993). *El antiguo Egipto: Anatomía de una civilización*. Editorial Crítica,s.l., Barcelona.
- Becerril, T. (1961). Los ríos españoles y su regulación. *Revista de Obras Públicas, Número Especial, Madrid*, p. 351.
- Beguería, S. (2005). Uncertainties in partial duration series modelling of extremes related to the choice of the threshold value. *Journal of Hydrology*, 303(1–4), 215–230. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2004.07.015>
- Benito, G., Lang, M., Barriendos, M., Llasat, M. C., Francés, F., Ouarda, T., ... Bobée, B. (2004). Use of Systematic, Palaeoflood and Historical Data for the Improvement of Flood Risk Estimation. Review of Scientific Methods. *Natural Hazards*, 31(3), 623–643. <https://doi.org/10.1023/B:NHAZ.0000024895.48463.eb>
- Benito, G., Rico, M., Sánchez-Moya, Y., Sopeña, A., Thorndycraft, V. R., & Barriendos, M. (2008). *THE IMPACT OF LATE HOLOCENE CLIMATIC VARIABILITY AND LAND-USE CHANGE ON FLOOD HYDROLOGY (GUADALENTIN RIVER, SE SPAIN)*. Retrieved from http://digital.csic.es/bitstream/10261/23004/3/MayteRico_15.pdf
- Benson, M. A. (1962a). Evolution of methods for evaluating the occurrence of floods. *Water Supply Paper*. Retrieved from <https://pubs.er.usgs.gov/publication/wsp1580A>
- Benson, M. A. (1962). Factors affecting the occurrence of floods in a humid region of diverse terrain. *U. S. Geological Survey Water Supply Paper*, 1580–B, 1–64. Retrieved from <https://pubs.usgs.gov/wsp/1580b/report.pdf>
- Benson, M. A. (1962b). Plotting Positions and Economics of Engineering Planning. *Journal of the Hydraulics Division Vol: 88 (6) Pp: 57-71*.
- Benson, M. A. (1964). Factors affecting the occurrence of floods in the Southwest. *Water Supply Paper 1580-D, USGS, Washington, DC*.
- Benson, M. A. (1968). Uniform Flood-Frequency Estimating Methods for Federal Agencies. *Water Resources Research*, 4(5), 891–908. <https://doi.org/10.1029/WR004i005p00891>
- Berghuijs, W. R., Aalbers, E. E., Larsen, J. R., Trancoso, R., & Woods, R. A. (2017). Recent Changes in Extreme Floods across Multiple Continents. *Environmental Research Letters* 12 (11): 114035. Retrieved from <https://doi.org/10.1088/1748-9326/aa8847.%0A>
- Bezák, N., Brilly, M., & Šraj, M. (2014). Comparaison entre les méthodes de dépassement de seuil et du maximum annuel pour les analyses de fréquence des crues. *Hydrological Sciences Journal*, 59(5), 959–977. <https://doi.org/10.1080/02626667.2013.831174>
- Blöschl, G., & Sivapalan, M. (1997). Process controls on regional flood frequency: Coefficient of variation and basin scale. *Water Resources Research*, 33(12), 2967–2980. <https://doi.org/10.1029/97WR00568>
- Bobée, B., & Rasmussen, P. F. (1995). Recent advances in flood frequency analysis. *Reviews of Geophysics*, 33(S2), 1111–1116. <https://doi.org/10.1029/95RG00287>
- BOE-A-2001-14276. (2001). Real Decreto Legislativo 1/2001, de 20 de julio, por el que se aprueba el texto refundido de la Ley de Aguas. BOE núm. 176 de 24 de Julio de 2001. Retrieved from http://noticias.juridicas.com/base_datos/Admin/rdleg1-2001.html

- BOE-A-2008-755. (2008). Real Decreto 9/2008, de 11 de enero, por el que se modifica el Reglamento del Dominio Público Hidráulico, aprobado por el Real Decreto 849/1986, de 11 de abril. «BOE» núm. 14, de 16 de enero de 2008, páginas 3141 a 3149 (9 págs.). Retrieved from <https://www.boe.es/eli/es/rd/2008/01/11/9>
- BOE-A-2016-2405. (2016). *Norma 5.2-IC de Drenaje Superficial de la Instrucción de Carreteras*. Retrieved from <http://www.boe.es>
- Bosmans, J. H. ., van Beek, L. P. H., Sutanudjaja, E. H., & Bierkens, M. F. P. (2017). Hydrological impacts of global land cover change and human water use. *Hydrol. Earth Syst. Sci.*, 21, 5603–5626. Retrieved from <https://www.hydrol-earth-syst-sci.net/21/5603/2017/>
- Boughton, W., & Droop, O. (2003). Continuous simulation for design flood estimation - A review. *Environmental Modelling and Software*, 18(4), 309–318. [https://doi.org/10.1016/S1364-8152\(03\)00004-5](https://doi.org/10.1016/S1364-8152(03)00004-5)
- Bras, R. L., & Rodríguez-Iturbe, I. (1993). *Random functions and hydrology*. Dover Publications. Retrieved from https://books.google.es/books/about/Random_Functions_and_Hydrology.html?id=AHPco48ZI1gC&redir_esc=y
- Brázdil, R., Benito, G., Demarée, G., Macdonald, N., & Roald, L. (2012). Historical Floods in Europe in the Past Millennium. In *Changes in Flood Risk in Europe* (pp. 121–166). CRC Press. <https://doi.org/10.1201/b12348-9>
- Brázdil, R., Kundzewicz, Z. W., & Benito, G. (2006). Historical hydrology for studying flood risk in Europe. *Hydrological Sciences Journal*, 51(5), 739–764. <https://doi.org/10.1623/hysj.51.5.739>
- Brekke, L. D., & Barsugli, J. J. (2013). Uncertainties in Projections of Future Changes in Extremes (pp. 309–346). https://doi.org/10.1007/978-94-007-4479-0_11
- Brunetti, M., Buffoni, L., Maugeri, M., & Nanni, T. (2000). Precipitation intensity trends in northern Italy. *International Journal of Climatology*, 20(9), 1017–1031. [https://doi.org/10.1002/1097-0088\(200007\)20:9<1017::AID-JOC515>3.0.CO;2-S](https://doi.org/10.1002/1097-0088(200007)20:9<1017::AID-JOC515>3.0.CO;2-S)
- Burn, D. H. (1989). Cluster Analysis as Applied to Regional Flood Frequency. *Journal of Water Resources Planning and Management*, 115(5), 567–582. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)0733-9496\(1989\)115:5\(567\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)0733-9496(1989)115:5(567))
- Burn, D. H. (1990). An appraisal of the “region of influence” approach to flood frequency analysis. *Hydrological Sciences Journal*, 35(2), 149–165. <https://doi.org/10.1080/02626669009492415>
- Burton, A., Kilsby, C. G., Fowler, H. J., Cowpertwait, P. S. P., & O’Connell, P. E. (2008). RainSim: A spatial–temporal stochastic rainfall modelling system. *Environmental Modelling & Software*, 23(12), 1356–1369. <https://doi.org/10.1016/j.envsoft.2008.04.003>
- Castellarin, A., Burn, D. H., & Brath, A. (2008). Homogeneity testing: How homogeneous do heterogeneous cross-correlated regions seem? *Journal of Hydrology*, 360(1–4), 67–76. <https://doi.org/10.1016/J.JHYDROL.2008.07.014>
- Castellarin, A., Kohnová, S., Gaál, L., & Macdonald, N. (2012). *Review of applied-statistical methods for flood-frequency analysis in Europe*. Retrieved from https://www.researchgate.net/publication/279686364_Review_of_applied-statistical_methods_for_flood-frequency_analysis_in_Europe
- Castillo, E. (1988). Estadística de Valores Extremos. Distribuciones Asintóticas. *Revista Estadística Española*. Retrieved from <https://www.google.com/search?q=Estadística+de+valores+extremos.+Distribuciones+asintóticas&ie=utf-8&oe=utf-8&client=firefox-b-ab>

- Cavadias, G. S. (1990). *The canonical correlation approach to regional flood estimation*. IAHS Publ. Retrieved from http://hydrologie.org/redbooks/a191/iahs_191_0171.pdf
- CEDEX. (2010). *Estudio de los impactos del cambio climático en los recursos hídricos y las masas de agua*. Retrieved from http://www.cedex.es/CEDEX/LANG_CASTELLANO/ORGANISMO/CENTYLAB/CEH/Documentos_Descargas/ImpactosCC_2012.htm
- CEDEX. (2011). *MAPA DE CAUDALES MÁXIMOS MEMORIA TÉCNICA*. Retrieved from https://www.miteco.gob.es/es/agua/temas/gestion-de-los-riesgos-de-inundacion/memoria_tecnica_v2_junio2011_tcm30-214566.pdf
- Chebana, F. (2013). Multivariate Analysis of Hydrological Variables. In *Encyclopedia of Environmetrics*. Chichester, UK: John Wiley & Sons, Ltd. <https://doi.org/10.1002/9780470057339.vnn044>
- Chebana, F., Charron, C., Ouarda, T. B. M. J., & Martel, B. (2014). Regional Frequency Analysis at Ungauged Sites with the Generalized Additive Model. *Journal of Hydrometeorology*, 15(6), 2418–2428. <https://doi.org/10.1175/JHM-D-14-0060.1>
- Chebana, F., & Ouarda, T. B. M. J. (2007). Multivariate *L*-moment homogeneity test. *Water Resources Research*, 43(8). <https://doi.org/10.1029/2006WR005639>
- Chebana, F., & Ouarda, T. B. M. J. (2008). *Depth and homogeneity in regional flood frequency analysis*. Retrieved from http://espace.inrs.ca/2283/1/P1669_Preprint.pdf
- Chebana, F., & Ouarda, T. B. M. J. (2009). Index flood-based multivariate regional frequency analysis. *Water Resources Research*, 45(10). <https://doi.org/10.1029/2008WR007490>
- Cheng, L., AghaKouchak, A., Gilleland, E., & Katz, R. W. (2014). Non-stationary extreme value analysis in a changing climate. *Climatic Change*, 127(2), 353–369. <https://doi.org/10.1007/s10584-014-1254-5>
- Chiew, F., & Siriwardena, L. (2005). Trend/Change detection software. USER GUIDE. CRC for Catchment Hydrology, Australia.
- Chokmani, K., & Ouarda, T. B. M. J. (2004). Physiographical space-based kriging for regional flood frequency estimation at ungauged sites. *Water Resources Research*, 40(12). <https://doi.org/10.1029/2003WR002983>
- Chow, K. C. A., & Watt, W. E. (1990). A knowledge-based expert system for flood frequency analysis. *Canadian Journal of Civil Engineering*, 17(4), 597–609. <https://doi.org/10.1139/190-068>
- Chow, V. Te, Maidment, D. R., & Mays, L. W. (1988). *Applied hydrology*. McGraw-Hill.
- Chowdhury, J. U., Stedinger, J. R., & Lu, L.-H. (1991). Goodness-of-fit tests for regional generalized extreme value flood distributions. *Water Resources Research*, 27(7), 1765–1776. <https://doi.org/10.1029/91WR00077>
- Climate Change Science Program, U. (2008). *Weather and Climate Extremes in a Changing Climate. Regions of Focus: North America, Hawaii, Caribbean, and U.S. Pacific Islands*. Retrieved from <http://www.noaanews.noaa.gov/stories/iq.htm>
- CNEGP. (1997a). Guía técnica de seguridad de presas: N°4. Avenida de proyecto. CNEGP. *Gráficas Rito. Madrid, España. 198 Pp.*
- CNEGP. (1997b). *Guía Técnica de Seguridad de Presas N° 4. AVENIDA DE PROYECTO*. Retrieved from <https://www.spancold.org/producto/guia-tecnica-de-seguridad-de-presas-no-4-avenida-de-proyecto/>

- Cohn, T. A., Golden, W. L. L., & Stedinger, J. R. (2001). *Confidence intervals for Expected Moments Algorithm flood quantile estimates*. *WATER RESOURCES RESEARCH* (Vol. 37).
<https://doi.org/10.1029/2001WR900016>
- Cohn, T. A., Lane, W. L., & Baier, W. G. (1997). *An algorithm for computing moments-based flood quantile estimates when historical flood information is available*. Retrieved from
<http://timcohn.com/Publications/CohnLaneBaier97WR01640.pdf>
- Coles, S. (2001). *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values*. London. Springer.
<https://doi.org/10.1007/978-1-4471-3675-0>
- Coles, S. G., & Powell, E. A. (1996). Bayesian methods in extreme value modelling: a review and new developments. *International Statistical Review*, 64(1), 119–136. <https://doi.org/10.2307/1403426>
- Coles, S., Heffernan, J., & Tawn, J. (1999). Dependence Measures for Extreme Value Analyses. *Extremes*, 2(4), 339–365. <https://doi.org/10.1023/A:31009963131610>
- Cong, S., & Xu, Y. (1987). The effect of discharge measurement error in flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*, 96(1–4), 237–254. [https://doi.org/10.1016/0022-1694\(87\)90156-9](https://doi.org/10.1016/0022-1694(87)90156-9)
- Cooley, D. (2013). Return Periods and Return Levels Under Climate Change (pp. 97–114). Springer, Dordrecht. https://doi.org/10.1007/978-94-007-4479-0_4
- Correia, F. N. (1983). Metodos de analise e determinacao de caudais de cheia. Laboratorio Nacional de Engenharia Civil, Lisboa, Portugal.
- Cunderlik, J. M., & Ouarda, T. B. M. J. (2006). Regional flood-duration–frequency modeling in the changing environment. *Journal of Hydrology*, 318(1–4), 276–291.
<https://doi.org/10.1016/J.JHYDROL.2005.06.020>
- Cunderlik, J. M., & Ouarda, T. B. M. J. (2009). Trends in the timing and magnitude of floods in Canada. *Journal of Hydrology*, 375(3–4), 471–480. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2009.06.050>
- Cunnane, C. (1973). A particular comparison of annual maxima and partial duration series methods of flood frequency prediction. *Journal of Hydrology*, 18(3–4), 257–271.
[https://doi.org/10.1016/0022-1694\(73\)90051-6](https://doi.org/10.1016/0022-1694(73)90051-6)
- Dalrymple, T. (1960). Flood Frequency Analyses. *Geological Survey Water-Supply Paper*, 1543–A, 80. Retrieved from <http://pubs.usgs.gov/wsp/1543a/report.pdf>
- Dawdy, D. R., Griffis, V. W., & Gupta, V. K. (2012). Regional Flood-Frequency Analysis: How We Got Here and Where We Are Going. *Journal of Hydrologic Engineering*, 17(9), 953–959.
[https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)HE.1943-5584.0000584](https://doi.org/10.1061/(ASCE)HE.1943-5584.0000584)
- de Marsily, G. (1986). *Quantitative Hydrogeology*. Retrieved from
https://www.researchgate.net/publication/236352154_Quantitative_Hydrogeology
- De Michele, C., & Salvadori, G. (2003). A Generalized Pareto intensity-duration model of storm rainfall exploiting 2-Copulas. *Journal of Geophysical Research*, 108(D2), 4067.
<https://doi.org/10.1029/2002JD002534>
- del Río, S., Herrero, L., Pinto-Gomes, C., & Penas, A. (2011). Spatial analysis of mean temperature trends in Spain over the period 1961–2006. *Global and Planetary Change*, 78(1–2), 65–75.
<https://doi.org/10.1016/j.gloplacha.2011.05.012>
- DGA. (2012). Programa ERHIN. Retrieved from <https://www.miteco.gob.es/es/agua/temas/evaluacion-de-los-recursos-hidricos/ERHIN/>
- Di Baldassarre, G., Laio, F., & Montanari, A. (2012). Effect of observation errors on the uncertainty of design floods. *Physics and Chemistry of the Earth*, 42–44, 85–90.

- Di Baldassarre, G., & Montanari, A. (2009). Uncertainty in river discharge observations: a quantitative analysis. *Hydrology and Earth System Sciences Discussions*, 6(1), 39–61. <https://doi.org/10.5194/hessd-6-39-2009>
- Dobson, A. J., & Barnett, A. G. (2008). *An introduction to generalized linear models*. CRC Press.
- Durante, F., & Salvadori, G. (2009). On the construction of multivariate extreme value models via copulas. *Environmetrics*, 21(2), n/a-n/a. <https://doi.org/10.1002/env.988>
- Eiras-Barca, J., N. Lorenzo, J. Taboada, A. Robles, and G. Miguez-Macho. 2018. On the Relationship between Atmospheric Rivers, Weather Types and Floods in Galicia (NW Spain). *Nat. Hazards Earth Syst. Sci.* 18: 1633–1645. <https://doi.org/10.5194/nhess-18-1633-2018>.
- El Adlouni, S., Ouarda, T. B. M. J., Zhang, X., Roy, R., & Bobée, B. (2007). Generalized maximum likelihood estimators for the nonstationary generalized extreme value model. *Water Resources Research*, 43(3). <https://doi.org/10.1029/2005WR004545>
- Elamir, E. A. H., & Seheult, A. H. (2003). Trimmed L-moments. *Computational Statistics & Data Analysis*, 43(3), 299–314. [https://doi.org/10.1016/S0167-9473\(02\)00250-5](https://doi.org/10.1016/S0167-9473(02)00250-5)
- Elderton, W. P. (1953). *Frequency curves and correlation*. Cambridge University Press.
- Ellis, W. H., & Gray, D. M. (1966a). *INTERRELATIONSHIPS BETWEEN THE PEAK INSTANTANEOUS AND AVERAGE DAILY DISCHARGES OF SMALL PRAIRIE STREAMS* bv. Retrieved from https://www.usask.ca/hydrology/papers/Ellis_Gray_1966.pdf
- Ellis, W. H., & Gray, M. (1966b). *INTERRELATIONSHIPS BETWEEN THE PEAK INSTANTANEOUS AND AVERAGE DAILY DISCHARGES OF SMALL PRAIRIE STREAMS* bv. Retrieved from https://www.usask.ca/hydrology/papers/Ellis_Gray_1966.pdf
- England, J. F., Jarrett, R. D., & Salas, J. D. (2003). Data-based comparisons of moments estimators using historical and paleoflood data. *Journal of Hydrology*, 278(1–4), 172–196. [https://doi.org/10.1016/S0022-1694\(03\)00141-0](https://doi.org/10.1016/S0022-1694(03)00141-0)
- Ferrer, J. (1996a). *El modelo de función de distribución SQRT-ET max en el análisis regional de máximos hidrológicos : aplicación a lluvias diarias*. Universidad Politécnica de Madrid.
- Ferrer, J. (1996b). El modelo de función de distribución SQRT-ETmax en el análisis regional de máximos hidrológicos: aplicación a lluvias máximas. E.T.S.I.C.C.P de la Universidad Politécnica de Madrid.
- Fill, H. D., & Stedinger, J. R. (1995). Homogeneity tests based upon Gumbel distribution and a critical appraisal of Dalrymple's test. *Journal of Hydrology*, 166(1–2), 81–105. [https://doi.org/10.1016/0022-1694\(94\)02599-7](https://doi.org/10.1016/0022-1694(94)02599-7)
- Fill, H. D., & Steiner, A. A. (2003). Estimating Instantaneous Peak Flow from Mean Daily Flow Data. *Journal of Hydrologic Engineering*, 8(6), 365–369. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)1084-0699\(2003\)8:6\(365\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)1084-0699(2003)8:6(365))
- Fiorentino, M., Salvatore, G., Rossi, F., & Versace, P. (1987). Hierarchical approach for regional flood frequency analysis. Retrieved from <http://www.diaa.unina.it/pdf/pub0550.pdf>
- Fischer, S., Schumann, A., & Schulte, M. (2016). Characterisation of seasonal flood types according to timescales in mixed probability distributions. *Journal of Hydrology*, 539, 38–56. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2016.05.005>
- Fisher, R. A. (1922). On the Mathematical Foundations of Theoretical Statistics. *Philosophical Transactions of the Royal Society A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*, 222(594–604), 309–368. <https://doi.org/10.1098/rsta.1922.0009>

- Fisher, R. A., & Tippett, L. H. C. (1928). Limiting forms of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample. *Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society*, 24(2), 180–190. <https://doi.org/10.1017/S0305004100015681>
- Fisz, M. (1963). *Probability theory and mathematical statistics* (3rd ed.). New York ;London: John Wiley & Sons. Retrieved from <http://www.worldcat.org/title/probability-theory-and-mathematical-statistics/oclc/802866933?referer=di&ht=edition>
- Foster, H. A. (1924). Theoretical frequency curves. *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 87, 142-203.
- Fuller, W. E. (1914). Flood flows. *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 1914, Vol. LXXVII, Issue 1, Pg. 564-617.
- Gaál, L., Szolgay, J., Kohnová, S., Hlavčová, K., & Viglione, A. (2010). Inclusion of historical information in flood frequency analysis using a Bayesian MCMC technique: a case study for the power dam Orlik, Czech Republic. *Contributions to Geophysics and Geodesy*, 40(2). <https://doi.org/10.2478/v10126-010-0005-5>
- Gado, T. A., & Nguyen, V.-T.-V. (2016). Comparison of Homogenous Region Delineation Approaches for Regional Flood Frequency Analysis at Ungauged Sites. *Journal of Hydrologic Engineering*, 21(3), 04015068. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)HE.1943-5584.0001312](https://doi.org/10.1061/(ASCE)HE.1943-5584.0001312)
- Ganancias Martínez, F. M. (2010). Evaluación de Metodologías de Regionalización Hidrológica: Aplicación a los Caudales Máximos de Cuencas Representativas de la Región Sur-Oeste de la Provincia de Córdoba.
- García, J., Gallego, M. C., Serrano, A., Vaquero, J., García, J., Gallego, M. C., ... Vaquero, J. (2007). Trends in Block-Seasonal Extreme Rainfall over the Iberian Peninsula in the Second Half of the Twentieth Century. *Journal of Climate*, 20(1), 113–130. <https://doi.org/10.1175/JCLI3995.1>
- Garijo, C., Mediero, L., & Garrote, L. (2018). Utilidad de las proyecciones climáticas generadas por AEMET para estudios de impacto del cambio climático sobre avenidas a escala nacional. *Ingeniería Del Agua*, 22(3), 153. <https://doi.org/10.4995/ia.2018.9312>
- Gaume, E., Gaál, L., Viglione, A., Szolgay, J., Kohnová, S., & Blöschl, G. (2010). Bayesian MCMC approach to regional flood frequency analyses involving extraordinary flood events at ungauged sites. *Journal of Hydrology*, 394(1–2), 101–117. <https://doi.org/10.1016/J.JHYDROL.2010.01.008>
- Georgievsky, M. (2016). Water resources of the Russian rivers and their changes. *Proceedings of the International Association of Hydrological Sciences*, 374, 75–77. <https://doi.org/10.5194/piahs-374-75-2016>
- Gete, A., & Oncins, F. . (1978). Avenidas máximas de los ríos españoles. *Revista de Obras Públicas*, Número 3154.
- Ghizzoni, T., Roth, G., & Rudari, R. (2010). Multivariate skew-t approach to the design of accumulation risk scenarios for the flooding hazard. *Advances in Water Resources*, 33(10), 1243–1255. <https://doi.org/10.1016/J.ADVWATRES.2010.08.003>
- Gioia, A., Iacobellis, V., Manfreda, S., & Fiorentino, M. (2008). Runoff thresholds in derived flood frequency distributions. *Hydrology and Earth System Sciences*, 12(6), 1295–1307. <https://doi.org/10.5194/hess-12-1295-2008>
- Gnedenko, B. (1943). Sur La Distribution Limite Du Terme Maximum D'Une Serie Aleatoire. *The Annals of Mathematics*. <https://doi.org/10.2307/1968974>
- González, I., & Déjean, S. (2015). Package CCA. The Comprehensive R Archive Network. Retrieved from <https://cran.r-project.org/web/packages/CCA/>

- Goodess, C. M., & Jones, P. D. (2002). Links between circulation and changes in the characteristics of Iberian rainfall. *International Journal of Climatology*, 22(13), 1593–1615. <https://doi.org/10.1002/joc.810>
- Gotvald, A. J., Barth, N. A., Veilleux, A. G., & Parrett, C. (2012). Methods for Determining Magnitude and Frequency of Floods in California, Based on Data through Water Year 2006. *U.S. Geological Survey Scientific Investigations Report 2012–5113*, 38 p., 1 Pl. Retrieved from <http://pubs.usgs.gov/sir/2012/5113/>
- Grayson, R., & Blöschl, G. (2001). Spatial patterns in catchment hydrology: Observations and Modelling. *Hydrological Processes*, 18(2), 393–394. <https://doi.org/10.1002/hyp.5215>
- Greenwood, J. A., Landwehr, J. M., Matalas, N. C., & Wallis, J. R. (1979). Probability weighted moments: Definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. *Water Resources Research*, 15(5), 1049–1054. <https://doi.org/10.1029/WR015i005p01049>
- GREHYS. (1996a). Inter-comparison of regional flood frequency procedures for Canadian rivers. *Journal of Hydrology*, 186(1–4), 85–103. [https://doi.org/10.1016/S0022-1694\(96\)03043-0](https://doi.org/10.1016/S0022-1694(96)03043-0)
- GREHYS. (1996b). Presentation and review of some methods for regional flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*, 186(1–4), 63–84. [https://doi.org/10.1016/S0022-1694\(96\)03042-9](https://doi.org/10.1016/S0022-1694(96)03042-9)
- Griffis, V. W., & Stedinger, J. R. (2007). Evolution of Flood Frequency Analysis with *Bulletin 17*. *Journal of Hydrologic Engineering*, 12(3), 283–297. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)1084-0699\(2007\)12:3\(283\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)1084-0699(2007)12:3(283))
- Griffis, V. W., & Stedinger, J. R. (2009). Log-Pearson Type 3 Distribution and Its Application in Flood Frequency Analysis. III: Sample Skew and Weighted Skew Estimators. *Journal of Hydrologic Engineering*, 14(2), 121–130. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)1084-0699\(2009\)14:2\(121\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)1084-0699(2009)14:2(121))
- Groisman, P. Y., Knight, R. W., Easterling, D. R., Karl, T. R., Hegerl, G. C., Razuvaev, V. N., ... Razuvaev, V. N. (2005). Trends in Intense Precipitation in the Climate Record. *Journal of Climate*, 18(9), 1326–1350. <https://doi.org/10.1175/JCLI3339.1>
- Groisman, P. Y., Knight, R. W., Karl, T. R., Groisman, P. Y., Knight, R. W., & Karl, T. R. (2001). Heavy Precipitation and High Streamflow in the Contiguous United States: Trends in the Twentieth Century. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 82(2), 219–246. [https://doi.org/10.1175/1520-0477\(2001\)082<0219:HPAHSI>2.3.CO;2](https://doi.org/10.1175/1520-0477(2001)082<0219:HPAHSI>2.3.CO;2)
- Gruber, A. M., & Stedinger, J. R. (2008). Models of LP3 Regional Skew, Data Selection, and Bayesian GLS Regression. In *World Environmental and Water Resources Congress 2008* (pp. 1–10). Reston, VA: American Society of Civil Engineers. [https://doi.org/10.1061/40976\(316\)563](https://doi.org/10.1061/40976(316)563)
- Gumbel, E. J. (1941). The Return Period of Flood Flows. *The Annals of Mathematical Statistics*, 12(2), 163–190. <https://doi.org/10.1214/aoms/1177731747>
- Gumbel, E. J. (1958). *Statistics of extremes*. Columbia Univ. Press., New York.
- Gumbel, E. J., & Mustafi, C. K. (1967). Some Analytical Properties of Bivariate Extremal Distributions. *Journal of the American Statistical Association*, 62(318), 569–588. <https://doi.org/10.1080/01621459.1967.10482930>
- Gupta, V. K., & Dawdy, D. R. (1995). Physical interpretations of regional variations in the scaling exponents of flood quantiles. *Hydrological Processes*, 9(3–4), 347–361. <https://doi.org/10.1002/hyp.3360090309>
- Guru, N. (2016). Flood Frequency Analysis of Partial Duration Series Using Soft Computing Techniques for Mahanadi River Basin in India. Retrieved from <http://ethesis.nitrkl.ac.in/8200/>

- Hamed, K. H., & Ramachandra Rao, A. (1998). A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data. *Journal of Hydrology*, 204(1–4), 182–196. [https://doi.org/10.1016/S0022-1694\(97\)00125-X](https://doi.org/10.1016/S0022-1694(97)00125-X)
- Hammer, Ø. (2015). PAleontological STatistics. University of Oslo. Retrieved from <https://folk.uio.no/ohammer/past>
- Hashimoto, T., Stedinger, J. R., & Loucks, D. P. (1982). Reliability, resiliency, and vulnerability criteria for water resource system performance evaluation. *Water Resources Research*, 18(1), 14–20. <https://doi.org/10.1029/WR018i001p00014>
- Hazen, A. (1914). Discussion of “Flood flows” by W.E. Fuller. *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 77, 626–632.
- Hazen, A. (1921). Discussion of “The probable variation in yearly runoff as determined from a study of California streams” by L. Standish Hall. *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 84, 214–222.
- Helsel, D. R., & Hirsch, R. M. (1992). *Statistical methods in water resources*. Elsevier. Retrieved from https://books.google.es/books/about/Statistical_Methods_in_Water_Resources.html?id=jao4o5X1pvgC&redir_esc=y
- Hernández López, M. R. (2017). *Inferencia Bayesiana conjunta de modelos hidrológicos y modelos de error generalizados, para la evaluación de las incertidumbres predictiva y de los parámetros*. Universitat Politècnica de València, Valencia (Spain). <https://doi.org/10.4995/Thesis/10251/90652>
- Herrera, S., Fita, L., Fernández, J., & Gutiérrez, J. M. (2010). Evaluation of the mean and extreme precipitation regimes from the ENSEMBLES regional climate multimodel simulations over Spain. *Journal of Geophysical Research*, 115(D21), D21117. <https://doi.org/10.1029/2010JD013936>
- Hershfield, D. M. (1973). On the Probability of Extreme Rainfall Events. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 54(10), 1013–1018. [https://doi.org/10.1175/1520-0477\(1973\)054<1013:OTPOER>2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1520-0477(1973)054<1013:OTPOER>2.0.CO;2)
- Hirsch, R. M., Slack, J. R., & Smith, R. A. (1982). Techniques of trend analysis for monthly water quality data. *Water Resources Research*, 18(1), 107–121. <https://doi.org/10.1029/WR018i001p00107>
- Hirschboeck, K. K. (1987). Hydroclimatically-defined mixed distributions in partial duration flood series. In Singh, V. P., Editor, *Hydrologic Frequency Modeling, Pages 199–212*, Louisiana State University, Baton Rouge. D. Reidel Publishing 25 Company.
- Holmes Jr, R. R., & Dinicola, K. (2010). *100-Year flood—it’s all about chance*. General Information Product. <https://doi.org/10.3133/GIP106>
- Hosking, J. R. M. (1990). L-Moments: Analysis and Estimation of Distributions Using Linear Combinations of Order Statistics. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*. WileyRoyal Statistical Society. <https://doi.org/10.2307/2345653>
- Hosking, J. R. M. (1992). Moments or L Moments? An Example Comparing Two Measures of Distributional Shape. *The American Statistician*, 46(3), 186. <https://doi.org/10.2307/2685210>
- Hosking, J. R. M. (2007). Some theory and practical uses of trimmed L-moments. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 137(9), 3024–3039. <https://doi.org/10.1016/J.JSPI.2006.12.002>
- Hosking, J. R. M. (2014). Package ‘lmomRFA.’ The Comprehensive R Archive Network. Retrieved from <https://cran.r-project.org/web/packages/lmomRFA/index.html>

- Hosking, J. R. M., & Wallis, J. R. (1986a). Paleoflood Hydrology and Flood Frequency Analysis. *Water Resources Research*, 22(4), 543–550. <https://doi.org/10.1029/WR022i004p00543>
- Hosking, J. R. M., & Wallis, J. R. (1986b). The Value of Historical Data in Flood Frequency Analysis. *Water Resources Research*, 22(11), 1606–1612. <https://doi.org/10.1029/WR022i011p01606>
- Hosking, J. R. M., & Wallis, J. R. (1988). The effect of intersite dependence on regional flood frequency analysis. *Water Resources Research*, 24(4), 588–600. <https://doi.org/10.1029/WR024i004p00588>
- Hosking, J. R. M., & Wallis, J. R. (1993). Some statistics useful in regional frequency analysis. *Water Resources Research*, 29(2), 271–281. <https://doi.org/10.1029/92WR01980>
- Hosking, J. R. M., & Wallis, J. R. (1997). *Regional frequency analysis. Assessment*. Cambridge: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511529443>
- Hosking, J. R. M., Wallis, J. R., & Wood, E. F. (1985a). An appraisal of the regional flood frequency procedure in the UK Flood Studies Report. *Hydrological Sciences Journal*, 30(1), 85–109. <https://doi.org/10.1080/02626668509490973>
- Hosking, J. R. M., Wallis, J. R., & Wood, E. F. (1985b). Estimation of the Generalized Extreme-Value Distribution by the Method of Probability-Weighted Moments. *Technometrics*, 27(3), 251. <https://doi.org/10.2307/1269706>
- Houghton, J. C. (1978). Birth of a parent: The Wakeby Distribution for modeling flood flows. *Water Resources Research*, 14(6), 1105–1109. <https://doi.org/10.1029/WR014i006p01105>
- House, P. K., Webb, R. H., Baker, V. R., & Levish, D. R. (Eds.). (2002). *Ancient Floods, Modern Hazards: Principles and Applications of Paleoflood Hydrology* (Vol. 5). Washington, D. C.: American Geophysical Union. <https://doi.org/10.1029/WS005>
- Hupp, C. (1987). Botanical evidence of floods and paleoflood history. Retrieved from <https://scholar.google.es/scholar?cluster=4056792179075978725&hl=es&oi=scholar>
- Ilorme, F., & Griffiths, V. W. (2013). A novel procedure for delineation of hydrologically homogeneous regions and the classification of ungauged sites for design flood estimation. *Journal of Hydrology*, 492, 151–162. <https://doi.org/10.1016/J.JHYDROL.2013.03.045>
- Institute of Hydrology. (1999). *Flood estimation handbook*. Institute of Hydrology. Retrieved from [http://help.floodmodeller.com/isis/Shared_CS_RS_ISIS/References/Flood_Estimation_Handbook_\(1999\).htm](http://help.floodmodeller.com/isis/Shared_CS_RS_ISIS/References/Flood_Estimation_Handbook_(1999).htm)
- IPCC. (2014). *Climate Change 2014. Kristin Seyboth (USA)*. Gian-Kasper Plattner. Retrieved from <http://www.ipcc.ch>.
- Isaaks, E. H., & Srivastava, R. M. (1989). *Applied geostatistics*. Oxford University Press. Retrieved from https://books.google.es/books/about/Applied_Geostatistics.html?id=vC2dcXFLI3YC&redir_esc=y
- Ivancic, T. J., & Shaw, S. B. (2015). Examining why trends in very heavy precipitation should not be mistaken for trends in very high river discharge. *Climatic Change*, 133(4), 681–693. <https://doi.org/10.1007/s10584-015-1476-1>
- Jarrett, R. D., & England, J. F. (2013). Reliability of Paleostage Indicators for Paleoflood Studies (pp. 91–109). <https://doi.org/10.1029/WS005p0091>
- Jarvis, C. S. (1936). *Floods in the United States: Magnitude and frequency*. *Water Supply Paper*. <https://doi.org/10.3133/wsp771>
- Jaynes, E. T. (1982). On the rationale of maximum-entropy methods. *Proceedings of the IEEE*, 70(9), 939–952. <https://doi.org/10.1109/PROC.1982.12425>

- Jenkins, G. M., & Watts, D. G. (1968). *Spectral analysis and its applications*. San Francisco: Holden-Day. Retrieved from <http://www.worldcat.org/title/spectral-analysis-and-its-applications/oclc/381124>
- Jiménez-Álvarez, A., García-Montañés, C., Mediero, L., & Garrote, L. (2013). *Bases Metodológicas del mapa de caudales máximos de las cuencas intercomunitarias*.
- Jiménez, A., & Mediero, L. (2014). Caracterización del comportamiento estadístico de los caudales máximos estacionales en la España peninsular. Propuesta metodológica para su cálculo. *Ingeniería Civil, ISSN 0213-8468, Nº 174, 2014, Págs. 51-69*.
- Jiménez, A., Mediero, L., & García, C. (2014). *Análisis y selección de modelos estadísticos para el ajuste de la ley de frecuencia de caudales máximos anuales en España*. *Ingeniería civil, ISSN 0213-8468, Nº 174, 2014, págs. 5-31*. Ministerio de Obras Públicas y Urbanismo, Centro de Publicaciones. Retrieved from <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=4784176>
- Jin, M., & Stedinger, J. R. (1989). Flood frequency analysis with regional and historical information. *Water Resources Research, 25*(5), 925–936. <https://doi.org/10.1029/WR025i005p00925>
- Johnson, R. A., & Wichern, D. W. (2007). *Applied multivariate statistical analysis*. Pearson Prentice Hall.
- Jones, A., Anderson, M. G., & Burt, T. P. (1993). Process Studies in Hillslope Hydrology. *Transactions of the Institute of British Geographers, 18*(2), 271. <https://doi.org/10.2307/622370>
- Karim, F., Hasan, M., & Marvanek, S. (2017). Evaluating Annual Maximum and Partial Duration Series for Estimating Frequency of Small Magnitude Floods. *Water, 9*(7), 481. <https://doi.org/10.3390/w9070481>
- Karvanen, J. (2006). Estimation of quantile mixtures via L-moments and trimmed L-moments. *Computational Statistics & Data Analysis, 51*(2), 947–959. <https://doi.org/10.1016/j.csda.2005.09.014>
- Katz, R. W. (2013). Statistical Methods for Nonstationary Extremes (pp. 15–37). https://doi.org/10.1007/978-94-007-4479-0_2
- Katz, R. W., Parlange, M. B., & Naveau, P. (2002). Statistics of extremes in hydrology. *Advances in Water Resources, 25*(8–12), 1287–1304. [https://doi.org/10.1016/S0309-1708\(02\)00056-8](https://doi.org/10.1016/S0309-1708(02)00056-8)
- Kendall, M. G. (Maurice G. (1975). *Rank correlation methods*. London: Griffin. Retrieved from <http://www.worldcat.org/title/rank-correlation-methods/oclc/476576762?referer=di&ht=edition>
- Kendon, E. J., Ban, N., Roberts, N. M., Fowler, H. J., Roberts, M. J., Chan, S. C., ... Wilkinson, J. M. (2017). Do Convection-Permitting Regional Climate Models Improve Projections of Future Precipitation Change? *Bulletin of the American Meteorological Society, 98* (1), 79–93. Retrieved from <https://doi.org/10.1175/BAMS-D-15-0004.1>
- Khaliq, M. N., Ouarda, T. B. M. J., Ondo, J.-C., Gachon, P., & Bobée, B. (2006). Frequency analysis of a sequence of dependent and/or non-stationary hydro-meteorological observations: A review. *Journal of Hydrology, 329*(3–4), 534–552. <https://doi.org/10.1016/J.JHYDROL.2006.03.004>
- Kiktev, D., Sexton, D. M. H., Alexander, L., Folland, C. K., Kiktev, D., Sexton, D. M. H., ... Folland, C. K. (2003). Comparison of Modeled and Observed Trends in Indices of Daily Climate Extremes. *Journal of Climate, 16*(22), 3560–3571. [https://doi.org/10.1175/1520-0442\(2003\)016<3560:COMAOT>2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1520-0442(2003)016<3560:COMAOT>2.0.CO;2)
- Kite, G. W. (1988). *Frequency and risk analyses in hydrology*. Water Resources Publications.
- Kjeldsen, T. R. (2007). *The revitalised FSR/FEH rainfall-runoff method*. Retrieved from <http://nora.nerc.ac.uk/id/eprint/2637/1/KjeldsenFEHSR1finalreport.pdf>

- Kjeldsen, T. R., Lundorf, A., & Rosbjerg, D. (2000). Use of a two-component exponential distribution in partial duration modelling of hydrological droughts in Zimbabwean rivers. *Hydrological Sciences Journal*, 45(2), 285–298. <https://doi.org/10.1080/02626660009492325>
- Kjeldsen, T. R., Macdonald, N., Lang, M., Mediero, L., Albuquerque, T., Bogdanowicz, E., ... Wilson, D. (2014). Documentary evidence of past floods in Europe and their utility in flood frequency estimation. *Journal of Hydrology*, 517, 963–973. <https://doi.org/10.1016/J.JHYDROL.2014.06.038>
- Klemeš, V. (1993). Probability of extreme hydrometeorological events - a... Retrieved April 30, 2018, from https://www.researchgate.net/publication/239539711_Probability_of_extreme_hydrometeorological_events_-_a_different_approach
- Klemeš, V. (2000a). Tall Tales about Tails of Hydrological Distributions. I. *Journal of Hydrologic Engineering*, 5(3), 227–231. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)1084-0699\(2000\)5:3\(227\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)1084-0699(2000)5:3(227))
- Klemeš, V. (2000b). Tall Tales about Tails of Hydrological Distributions. II. *Journal of Hydrologic Engineering*, 5(3), 232–239. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)1084-0699\(2000\)5:3\(232\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)1084-0699(2000)5:3(232))
- Klingaman, W. K. (2013). *The year without summer : 1816 and the volcano that darkened the world and changed history*. St. Martin's Press.
- Knutti, R. (2008). Should we believe model predictions of future climate change? *Philosophical Transactions. Series A, Mathematical, Physical, and Engineering Sciences*, 366(1885), 4647–4664. <https://doi.org/10.1098/rsta.2008.0169>
- Kochanek, K., Renard, B., Arnaud, P., Aubert, Y., Lang, M., Cipriani, T., & Sauquet, E. (2014). A data-based comparison of flood frequency analysis methods used in France. *Natural Hazards and Earth System Sciences*, 14(2), 295–308. <https://doi.org/10.5194/nhess-14-295-2014>
- König, M., & Sturm, M. (1998). Mapping snow distribution in the Alaskan Arctic using aerial photography and topographic relationships. *WATER RESOURCES RESEARCH*, 34(12), 3471–3483. <https://doi.org/10.1029/98WR02514>
- Konrad, C. P. (2003). *Effects of Urban Development on Floods*. Retrieved from <https://pubs.usgs.gov/fs/fs07603/>
- Kottegoda, N. T., & Rosso, R. (1997). *Statistics, probability, and reliability for civil and environmental engineers*. McGraw-Hill, New York.
- Koutsoyiannis, D. (2008). Probability and statistics for geophysical processes. National Technical University of Athens. <https://doi.org/10.13140/RG.2.1.2300.1849/1>
- Koutsoyiannis, D., & Montanari, A. (2015). Negligent killing of scientific concepts: the stationarity case. *Hydrological Sciences Journal*, 60, 1174–1183. <https://doi.org/10.1080/02626667.2014.959959>
- Kuczera, G. (1982). Robust flood frequency models. *Water Resources Research*, 18(2), 315–324. <https://doi.org/10.1029/WR018i002p00315>
- Kuczera, G. (1992). Uncorrelated measurement error in flood frequency inference. *Water Resources Research*, 28(1), 183–188. <https://doi.org/10.1029/91WR02269>
- Kuczera, G. (1999). Comprehensive at-site flood frequency analysis using Monte Carlo Bayesian inference. *Water Resources Research*, 35(5), 1551–1557. <https://doi.org/10.1029/1999WR900012>
- Kuichling, E. (1889). The relation between the rainfall and the discharge of sewers in populous districts. American Society of Civil Engineers. Transactions, 402. Retrieved from <https://www.amazon.co.uk/relation-discharge-districts-Engineers-Transactions/dp/B00085J3WS>

- Kundzewicz, Z. W., & Robson, A. J. (2004). Change detection in hydrological records - A review of the methodology. *Hydrological Sciences Journal*, 49(1), 7–20. <https://doi.org/10.1623/hysj.49.1.7.53993>
- Kunkel, K. E. (2013). Uncertainties in Observed Changes in Climate Extremes (pp. 287–307). https://doi.org/10.1007/978-94-007-4479-0_10
- Lamontagne, J. R., Stedinger, J. R., Berenbrock, C., Veilleux, A. G., Ferris, J. C., & Knifong, D. L. (2012). *Development of regional skewness for selected flood durations for the Central Valley Region, California, based on data through water year 2008*. Retrieved from <https://pubs.er.usgs.gov/publication/sir20125130>
- Lamontagne, J. R., Stedinger, J. R., Cohn, T. A., & Barth, N. A. (2013). Robust National Flood Frequency Guidelines: What Is an Outlier? In *World Environmental and Water Resources Congress 2013* (pp. 2454–2466). Reston, VA: American Society of Civil Engineers. <https://doi.org/10.1061/9780784412947.242>
- Landwehr, J. M., Matalas, N. C., & Wallis, J. R. (1980). Quantile estimation with more or less floodlike distributions. *Water Resources Research*, 16(3), 547–555. <https://doi.org/10.1029/WR016i003p00547>
- Lang, M., Rasmussen, P., Oberlin, G., & Bobée, B. (1997). Échantillonnage Par Valeurs Supérieures À Un Seuil : Modélisation Des Occurrences Par La Méthode Du Renouvellement. *Revue Des Sciences de l'Eau*, 3(3), 279–320. <https://doi.org/10.7202/705281ar>
- Langbein, W. B. (1944). Peak discharge from daily records. *Water Resour. Bull.*, 145.
- Langbein, W. B. (1949). Annual floods and the partial duration flood series. *Eos, Transactions American Geophysical Union*, 30(6), 879–881. <https://doi.org/10.1029/TR030i006p00879>
- Lave, T. R., & Lave, L. B. (1991). Public Perception of the Risks of Floods: Implications for Communication. *Risk Analysis*, 11(2), 255–267. <https://doi.org/10.1111/j.1539-6924.1991.tb00602.x>
- Le Coz, J., Renard, B., Bonnifait, F., Branger, F., & Le Boursicaud, R. (2014). Combining hydraulic knowledge and uncertain gaugings in the estimation of hydrometric rating curves: A Bayesian approach. *Journal of Hydrology*, 509, 573–587.
- Lean, J., Beer, J., & Bradley, R. (1995). Reconstruction of solar irradiance since 1610: Implications for climate change. *Geophysical Research Letters*, 22(23), 3195–3198. <https://doi.org/10.1029/95GL03093>
- Lettenmaier, D. P., & Potter, K. W. (1985). Testing Flood Frequency Estimation Methods Using a Regional Flood Generation Model. *Water Resources Research*, 21(12), 1903–1914. <https://doi.org/10.1029/WR021i012p01903>
- Lettenmaier, D. P., Wallis, J. R., & Wood, E. F. (1987). Effect of regional heterogeneity on flood frequency estimation. *Water Resources Research*, 23(2), 313–323. <https://doi.org/10.1029/WR023i002p00313>
- Lewis-Beck, M., Bryman, A., & Futing Liao, T. (2004). *The SAGE Encyclopedia of Social Science Research Methods*. 2455 Teller Road, Thousand Oaks California 91320 United States of America : Sage Publications, Inc. <https://doi.org/10.4135/9781412950589>
- Lilienthal, J., Fried, R., & Schumann, A. (2018). Homogeneity testing for skewed and cross-correlated data in regional flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*, 556, 557–571. <https://doi.org/10.1016/J.JHYDROL.2017.10.056>
- Lindley, D. V. (2000). The Philosophy of Statistics. *Journal of the Royal Statistical Society: Series D (The Statistician)*, 49(3), 293–337. <https://doi.org/10.1111/1467-9884.00238>

- Ljogodt, T. (1998). *The new Norwegian regulations and guidelines on dams: dam safety in an uncertain habitat*.
- López-Moreno, J. I., Beguería, S., & García-Ruiz, J. M. (2006). Trends in high flows in the central Spanish Pyrenees: response to climatic factors or to land-use change? *Hydrological Sciences Journal*, 51(6), 1039–1050. <https://doi.org/10.1623/hysj.51.6.1039>
- López, J., & Francés, F. (2013). Non-stationary flood frequency analysis in continental Spanish rivers, using climate and reservoir indices as external covariates. *Hydrology and Earth System Sciences*, 17(8), 3189–3203. <https://doi.org/10.5194/hess-17-3189-2013>
- Lorenz, E. N. (1964). The problem of deducing the climate from the governing equations. *Tellus*, 16(1), 1–11. <https://doi.org/10.3402/tellusa.v16i1.8893>
- Lorenz, E. N. (1984). Irregularity: a fundamental property of the atmosphere. *Tellus A*, 36A(2), 98–110. <https://doi.org/10.1111/j.1600-0870.1984.tb00230.x>
- Loukas, A., Vasiliades, L., & Dalezios, N. R. (2000). Flood producing mechanisms identification in southern British Columbia, Canada. *Journal of Hydrology*, 227(1–4), 218–235. [https://doi.org/10.1016/S0022-1694\(99\)00182-1](https://doi.org/10.1016/S0022-1694(99)00182-1)
- Loukola, E., & Maijala, T. (1998). *New dam safety guidelines in Finland*.
- Lu, L.-H., & Stedinger, J. R. (1992). Sampling variance of normalized GEV/PWM quantile estimators and a regional homogeneity test. *Journal of Hydrology*, 138(1–2), 223–245. [https://doi.org/10.1016/0022-1694\(92\)90166-S](https://doi.org/10.1016/0022-1694(92)90166-S)
- Luke, A., Vrugt, J. A., Aghakouchak, A., Matthew, R., & Sanders, B. F. (2017). Predicting nonstationary flood frequencies: Evidence supports an updated stationarity thesis in the United States. <https://doi.org/10.1002/2016WR019676>
- Lushcheva, A. A. (1972). *Practichescaya hidrometria*. Hidrome-teoisdat, 381 pp.
- Macdonald, L. H., & Hoffman, J. A. (1995). *CAUSES OF PEAK FLOWS IN NORTHWESTERN MONTANA AND NORTHEASTERN IDAHO*. Retrieved from http://www.nrel.colostate.edu/assets/nrel_files/labs/macdonald-lab/pubs/CausesofPeakFlowinNorthwesternMontanaandNortheasternIdaho.pdf
- Macdonald, N., & Black, A. R. (2010). Reassessment of flood frequency using historical information for the River Ouse at York, UK (1200–2000). *Hydrological Sciences Journal*, 55(7), 1152–1162. <https://doi.org/10.1080/02626667.2010.508873>
- Machado, M. J., Botero, B. A., López, J., Francés, F., Díez-Herrero, A., & Benito, G. (2015). Flood frequency analysis of historical flood data under stationary and non-stationary modelling. *Hydrology and Earth System Sciences*, 19(6), 2561–2576. <https://doi.org/10.5194/hess-19-2561-2015>
- Machiwal, D., & Jha, M. K. (2012). Current Status of Time Series Analysis in Hydrological Sciences. In *Hydrologic Time Series Analysis: Theory and Practice* (pp. 96–136). Dordrecht: Springer Netherlands. https://doi.org/10.1007/978-94-007-1861-6_6
- Madsen, H., F. Rasmussen, P., & Rosbjerg, D. (1997). Comparison of Annual Maximum Series and Partial Duration Series Methods for Modeling Extreme Hydrologic Events. *Water Resources Research - WATER RESOUR RES*, 33(4), 747–757. <https://doi.org/10.1029/96WR03848>
- Madsen, H., Lawrence, D., Lang, M., Martinkova, M., & Kjeldsen, T. R. (2014). Review of trend analysis and climate change projections of extreme precipitation and floods in Europe. *Journal of Hydrology*, 519, 3634–3650. <https://doi.org/10.1016/J.JHYDROL.2014.11.003>

- MAGRAMA. (2015). *Los bosques y la biodiversidad frente al cambio climático: Impactos, Vulnerabilidad y Adaptación en España*. Retrieved from <https://www.miteco.gob.es/es/cambio-climatico/temas/impactos-vulnerabilidad-y-adaptacion/plan-nacional-adaptacion-cambio-climatico/biodiversidad.aspx>
- Malekinezhad, H., Nachtnebel, H. P., & Klik, A. (2011). Comparing the index-flood and multiple-regression methods using L-moments. *Physics and Chemistry of the Earth*, 36(1–4), 54–60. <https://doi.org/10.1016/j.pce.2010.07.013>
- Mann, H. B. (1945). Nonparametric Tests Against Trend. *Econometrica*, 13(3), 245. <https://doi.org/10.2307/1907187>
- Mann, M. E., Bradley, R. S., & Hughes, M. K. (1998). Global-scale temperature patterns and climate forcing over the past six centuries. *Nature*, 392(6678), 779–787. <https://doi.org/10.1038/33859>
- MAPAMA. (2011). *Guía metodológica para el desarrollo del Sistema Nacional de Cartografía de Zonas Inundables*. Ministerio de Medio Ambiente y Medio Rural y Marino, Secretaría General. Retrieved from https://books.google.es/books/about/Guía_metodológica_para_el_desarrollo_d.html?id=1IzMwEACAAJ&redir_esc=y
- MARM. (2011). *Guía metodológica para el desarrollo del Sistema Nacional De Cartografía de Zonas Inundables*. Madrid, Spain: Ministerio de Medio Ambiente y Medio Rural y Marino. Retrieved from https://www.todostuslibros.com/libros/guia-metodologica-para-el-desarrollo-del-sistema-nacional-de-cartografia-de-zonas-inundables_978-84-491-1136-5
- Martins, E. S., & Stedinger, J. R. (2001). Generalized maximum likelihood Pareto-Poisson estimators for partial duration series. *Water Resources Research*, 37(10), 2551–2557. <https://doi.org/10.1029/2001WR000367>
- Masselot, P., Chebana, F., & Ouarda, T. B. M. J. (2017). Fast and direct nonparametric procedures in the L-moment homogeneity test. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 2–31.
- Matalas, N. C., & Wallis, J. R. (1973). Eureka! It fits a Pearson type: 3 distribution. *Water Resources Research*, 9(2), 281–289. <https://doi.org/10.1029/WR009i002p00281>
- McCabe, G. J., Clark, M. P., Hay, L. E., McCabe, G. J., Clark, M. P., & Hay, L. E. (2007). Rain-on-Snow Events in the Western United States. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 88(3), 319–328. <https://doi.org/10.1175/BAMS-88-3-319>
- McCullagh, P. (Peter), & Nelder, J. A. (1989). *Generalized linear models*. Chapman and Hall. Retrieved from https://books.google.es/books/about/Generalized_Linear_Models_Second_Edition.html?id=h9kFH2_FfBkC&redir_esc=y
- Mediero, L., & Garrote, L. (2012). Review of applied-statistical methods for flood-frequency analysis in Europe. Retrieved from https://www.researchgate.net/publication/279686364_Review_of_applied-statistical_methods_for_flood-frequency_analysis_in_Europe
- Mediero, L., Santillán, D., Garrote, L., & Granados, A. (2014). Detection and attribution of trends in magnitude, frequency and timing of floods in Spain. *Journal of Hydrology*, 517, 1072–1088. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2014.06.040>
- Meigh, J. R., Farquharson, F. A. K., & Sutcliffe, J. V. (1997). A worldwide comparison of regional flood estimation methods and climate. *Hydrological Sciences Journal*, 42(2), 225–244. <https://doi.org/10.1080/02626669709492022>
- Merz, R., & Blöschl, G. (2003). A process typology of regional floods. *Water Resources Research*, 39(12). <https://doi.org/10.1029/2002WR001952>

- Merz, R., & Blöschl, G. (2005). Flood frequency regionalisation—spatial proximity vs. catchment attributes. *Journal of Hydrology*, 302(1–4), 283–306. <https://doi.org/10.1016/J.JHYDROL.2004.07.018>
- Merz, R., & Blöschl, G. (2008a). Flood frequency hydrology: 1. Temporal, spatial, and causal expansion of information. *Water Resources Research*, 44(8). <https://doi.org/10.1029/2007WR006744>
- Merz, R., & Blöschl, G. (2008b). Flood frequency hydrology: 2. Combining data evidence. *Water Resources Research*, 44(8). <https://doi.org/10.1029/2007WR006745>
- Meshgi, A., & Khalili, D. (2009). Comprehensive evaluation of regional flood frequency analysis by L- and LH-moments. II. Development of LH-moments parameters for the generalized Pareto and generalized logistic distributions. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 23(1), 137–152. <https://doi.org/10.1007/s00477-007-0202-6>
- Mestre, I., Casado, M. J., & Rodríguez, E. (2015). Tendencias observadas y proyecciones de cambio climático en España. Ministerios de Agricultura, Alimentación y Medio Ambiente. Retrieved from https://www.miteco.gob.es/es/cambio-climatico/temas/impactos-vulnerabilidad-y-adaptacion/cap2-tendenciasobservadasyproyeccionesdecambioclimaticosobreespana_tcm30-70204.pdf
- Micevski, T., & Kuczera, G. (2009). Combining site and regional flood information using a Bayesian Monte Carlo approach. *Water Resources Research*, 45(4). <https://doi.org/10.1029/2008WR007173>
- Milly, P. C. D., Betancourt, J., Falkenmark, M., Hirsch, R. M., Kundzewicz, Z. W., Lettenmaier, D. P., ... Krysanova, V. (2015). On Critiques of “Stationarity is Dead: Whither Water Management?” *Water Resources Research*, 51(9), 7785–7789. <https://doi.org/10.1002/2015WR017408>
- Milly, P. C. D., Betancourt, J., Falkenmark, M., Hirsch, R. M., Kundzewicz, Z. W., Lettenmaier, D. P., & Stouffer, R. J. (2008). Stationarity Is Dead: Whither Water Management? *Science*, 319(5863), 573–574. <https://doi.org/10.1126/science.1151915>
- Mises, R. Von. (1936). La distribution de la plus grande de n valeurs. *Revue Mathématique de l’Union Interbalkanique* (Athens) 1.
- Mitchell, T. D., & Hulme, M. (1999). Predicting regional climate change: living with uncertainty. *Progress in Physical Geography*, 23(1), 57–78. <https://doi.org/10.1177/030913339902300103>
- Montanari, A. (2007). What do we mean by ‘uncertainty’? The need for a consistent wording about uncertainty assessment in hydrology. *Hydrological Processes*, 21(6), 841–845. <https://doi.org/10.1002/hyp.6623>
- Montanari, A. (2011). Uncertainty of Hydrological Predictions. In *Treatise on Water Science* (pp. 459–478). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53199-5.00045-2>
- Montanari, A., & Koutsoyiannis, D. (2014). Modeling and mitigating natural hazards: Stationarity is immortal! *Water Resources Research*, 50(12), 9748–9756. <https://doi.org/10.1002/2014WR016092>
- Mood, A. M., Graybill, F. A., & Boes, D. C. (1974). *Introduction to the theory of statistics*. McGraw-Hill.
- Morán-Tejeda, E., López-Moreno, J. I., Vicente-Serrano, S. M., Lorenzo-Lacruz, J., & Ceballos-Barbancho, A. (2012). The contrasted evolution of high and low flows and precipitation indices in the Duero basin (Spain). *Hydrological Sciences Journal*, 57(4), 591–611. <https://doi.org/10.1080/02626667.2012.673722>

- Moratiel, R., Durán, J., & Snyder, R. (2010). Responses of reference evapotranspiration to changes in atmospheric humidity and air temperature in Spain. *Climate Research*, 44(1), 27–40. <https://doi.org/10.3354/cr00919>
- Mudholkar, G. S., & Hutson, A. D. (1998). LQ-moments: Analogs of L-moments. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 71(1–2), 191–208. [https://doi.org/10.1016/S0378-3758\(98\)00088-3](https://doi.org/10.1016/S0378-3758(98)00088-3)
- Naghetini, M. (Ed.). (2017). *Fundamentals of Statistical Hydrology*. Cham: Springer International Publishing. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-43561-9>
- Nathan, R. J., & McMahon, T. A. (1990). Identification of homogeneous regions for the purposes of regionalisation. *Journal of Hydrology*, 121(1–4), 217–238. [https://doi.org/10.1016/0022-1694\(90\)90233-N](https://doi.org/10.1016/0022-1694(90)90233-N)
- Neppel, L., Renard, B., Lang, M., Ayrat, P.-A., Coeur, D., Gaume, E., ... Vinet, F. (2010). Flood frequency analysis using historical data: accounting for random and systematic errors. *Hydrological Sciences Journal-Journal Des Sciences Hydrologiques*, 55(2), 192–208. <https://doi.org/10.1080/02626660903546092>
- NERC. (1975). Flood Studies Report. Nat. Envir. Res. Council, London, Vols. 1-5, pp. 1100.
- Norran, C., & Douguédroit, A. (2006). Monthly and daily precipitation trends in the Mediterranean (1950–2000). *Theoretical and Applied Climatology*, 83(1–4), 89–106. <https://doi.org/10.1007/s00704-005-0163-y>
- Novales, A. (2010). Análisis de Regresión. Departamento de Economía Cuantitativa de la Universidad Complutense de Madrid.
- O'Brien, N. L., & Burn, D. H. (2014). A nonstationary index-flood technique for estimating extreme quantiles for annual maximum streamflow. *Journal of Hydrology*, 519, 2040–2048. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2014.09.041>
- Osborn, T. J. (2004). Simulating the winter North Atlantic Oscillation: the roles of internal variability and greenhouse gas forcing. *Climate Dynamics*, 22(6–7), 605–623. <https://doi.org/10.1007/s00382-004-0405-1>
- Ouali, D., Chebana, F., & Ouarda, T. B. M. J. (2016). Non-linear canonical correlation analysis in regional frequency analysis. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 30(2), 449–462. <https://doi.org/10.1007/s00477-015-1092-7>
- Ouarda, T., Ashkar, F., & El-Jabi, N. (1993). Peaks over threshold model for seasonal flood variations. *Ceddb.Asce.Org*. Retrieved from <http://cedb.asce.org/CEDBsearch/record.jsp?dockkey=0083378>
- Ouarda, T. B. M. J. (2016). Regional Flood Frequency Modeling, Hanbook of Applied Hydrology. Retrieved from https://www.researchgate.net/publication/320044900_Regional_Flood_Frequency_Modeling_Hanbook_of_Applied_Hydrology
- Ouarda, T. B. M. J., Cunderlik, J. M., St-Hilaire, A., Barbet, M., Bruneau, P., & Bobée, B. (2006). Data-based comparison of seasonality-based regional flood frequency methods. *Journal of Hydrology*, 330(1–2), 329–339. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2006.03.023>
- Ouarda, T. B. M. J., Girard, C., Cavadias, G. S., & Bobée, B. (2001). Regional flood frequency estimation with canonical correlation analysis. *Journal of Hydrology*, 254(1–4), 157–173. [https://doi.org/10.1016/S0022-1694\(01\)00488-7](https://doi.org/10.1016/S0022-1694(01)00488-7)
- Papale, P. (2018). Global time-size distribution of volcanic eruptions on Earth. *Scientific Reports*, 8(1), 6838. <https://doi.org/10.1038/s41598-018-25286-y>

- Paquet, E., Garavaglia, F., Garçon, R., & Gailhard, J. (2013). The SCHADEX method: A semi-continuous rainfall-runoff simulation for extreme flood estimation. *Journal of Hydrology*, 495, 23–37. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2013.04.045>
- Parey, S., Hoang, T. T. H., & Dacunha-Castelle, D. (2010). Different ways to compute temperature return levels in the climate change context. *Environmetrics*, 21(7–8), 698–718. <https://doi.org/10.1002/env.1060>
- Parey, S., Malek, F., Laurent, C., & Dacunha-Castelle, D. (2007). Trends and climate evolution: Statistical approach for very high temperatures in France. *Climatic Change*, 81(3–4), 331–352. <https://doi.org/10.1007/s10584-006-9116-4>
- Parkes, B., & Demeritt, D. (2016). Defining the hundred year flood: A Bayesian approach for using historic data to reduce uncertainty in flood frequency estimates. *Journal of Hydrology*, 540, 1189–1208. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2016.07.025>
- Payraastre, O., Gaume, E., & Andrieu, H. (2011). Usefulness of historical information for flood frequency analyses: Developments based on a case study. *Water Resources Research*, 47(8). <https://doi.org/10.1029/2010WR009812>
- Pearson, C. P. (1991). NEW ZEALAND REGIONAL FLOOD FREQUENCY ANALYSIS USING L-MOMENTS. *Journal of Hydrology (New Zealand)*. New Zealand Hydrological Society. <https://doi.org/10.2307/43944682>
- Pearson, K. (1902). ON THE SYSTEMATIC FITTING OF CURVES TO OBSERVATIONS AND MEASUREMENTS. *Biometrika*, 1(3), 265–303. <https://doi.org/10.1093/biomet/1.3.265>
- Petrow, T., & Merz, B. (2009). Trends in flood magnitude, frequency and seasonality in Germany in the period 1951–2002. *Journal of Hydrology*, 371(1–4), 129–141. <https://doi.org/10.1016/J.JHYDROL.2009.03.024>
- Pham, H. X., Shamseldin, A. Y., & Melville, B. (2014). Statistical Properties of Partial Duration Series: Case Study of North Island, New Zealand. *Journal of Hydrologic Engineering*, 19(4), 807–815. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)HE.1943-5584.0000841](https://doi.org/10.1061/(ASCE)HE.1943-5584.0000841)
- Pioch-Ellena, U., Pfaundler, G., Blöschl, P. B., & Merz, R. (2000). Seasonality analyses as the basis for regionalising floods (in German). *Wasser Energ. Luft*, 92, 13–21, 2000.
- Poincaré, H. (1963). *Ciencia y método*. Colección Austral. Espasa Calpe S.A. Retrieved from <https://www.amazon.es/Ciencia-y-método-Henri-Poincaré/dp/B0017I2XVS>
- Potter, K. W., & Lettenmaier, D. P. (1990). A comparison of regional flood frequency estimation methods using a resampling method. *Water Resources Research*, 26(3), 415–424. <https://doi.org/10.1029/WR026i003p00415>
- Potter, K. W., & Walker, J. F. (1981). A model of discontinuous measurement error and its effects on the probability distribution of flood discharge measurements. *Water Resources Research*, 17(5), 1505–1509. <https://doi.org/10.1029/WR017i005p01505>
- Rampino, M. R., & Self, S. (1982). Historic eruptions of Tambora (1815), Krakatau (1883), and Agung (1963), their stratospheric aerosols, and climatic impact. *Quaternary Research*, 18(2), 127–143. [https://doi.org/10.1016/0033-5894\(82\)90065-5](https://doi.org/10.1016/0033-5894(82)90065-5)
- Rao, A. R. (Adishesappa R., & Hamed, K. H. (2000). *Flood frequency analysis*. CRC Press. Retrieved from <https://www.crcpress.com/Flood-Frequency-Analysis/Hamed-Rao/p/book/9780849300837>
- Rao, A. R. (Adishesappa R., & Srinivas, V. V. (2008). *Regionalization of watersheds : an approach based on cluster analysis*. Springer Science+Business Media B.V.

- Rao, A., & Srinivas, V. (2006). Regionalization of watersheds by hybrid-cluster analysis. *Journal of Hydrology*, 318(1–4), 37–56. <https://doi.org/10.1016/J.JHYDROL.2005.06.003>
- Read, L. K., & Vogel, R. M. (2015). Reliability, return periods, and risk under nonstationarity. *Water Resources Research*, 51(8), 6381–6398. <https://doi.org/10.1002/2015WR017089>
- Redmond, K. T., Enzel, Y., House, P. K., & Biondi, F. (2013). Climate Variability and Flood Frequency at Decadal to Millennial Time Scales (pp. 21–45). American Geophysical Union (AGU). <https://doi.org/10.1029/WS005p0021>
- Reis, D. S., & Stedinger, J. R. (2005). Bayesian MCMC flood frequency analysis with historical information. *Journal of Hydrology*, 313(1–2), 97–116. <https://doi.org/10.1016/J.JHYDROL.2005.02.028>
- Reiter, P. H. (1988). Experience in design flood analysis of dams in Finland. *16º Congreso Internacional de Grandes Presas. ICOLD. San Francisco. Vol IV. Pp. 951-969.*
- Renard, B., Garreta, V., & Lang, M. (2006). An application of Bayesian analysis and Markov chain Monte Carlo methods to the estimation of a regional trend in annual maxima. *Water Resources Research*, 42(12). <https://doi.org/10.1029/2005WR004591>
- Renard, B., Sun, X., & Lang, M. (2013). Bayesian Methods for Non-stationary Extreme Value Analysis (pp. 39–95). https://doi.org/10.1007/978-94-007-4479-0_3
- Requena, A. I., Chebana, F., & Mediero, L. (2016). A complete procedure for multivariate index-flood model application. *Journal of Hydrology*, 535, 559–580. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2016.02.004>
- Requena, A. I., Chebana, F., & Ouarda, T. B. M. J. (2017). Heterogeneity measures in hydrological frequency analysis: review and new developments. *Hydrology and Earth System Sciences*, 21(3), 1651–1668. <https://doi.org/10.5194/hess-21-1651-2017>
- Rice, S. O. (1939). The distribution of the maxima of a random curve. *American Journal of Mathematics*. The Johns Hopkins University Press. <https://doi.org/10.2307/2371510>
- Robson, A. J., & Reed, D. W. (1999). *Statistical procedures for flood frequency estimation. Flood estimation handbook, vol.3*. Institute of Hydrology, Wallingford.
- Rodrigo, F. S. (2009). Changes in the probability of extreme daily precipitation observed from 1951 to 2002 in the Iberian Peninsula. *International Journal of Climatology*, 30(10), n/a-n/a. <https://doi.org/10.1002/joc.1987>
- Rodrigo, F. S., & Trigo, R. M. (2007). Trends in daily rainfall in the Iberian Peninsula from 1951 to 2002. *INTERNATIONAL JOURNAL OF CLIMATOLOGY Int. J. Climatol*, 27, 513–529. <https://doi.org/10.1002/joc.1409>
- Rossi, F., Fiorentino, M., & Versace, P. (1984). Two-Component Extreme Value Distribution for Flood Frequency Analysis. *Water Resources Research*, 20(7), 847–856. <https://doi.org/10.1029/WR020i007p00847>
- Rousseeuw, P. J., & Leroy, A. M. (1987). *Robust regression and outlier detection*. Wiley.
- Saelthun, N. R. (1988). Norwegian procedure for flood estimation. *16º Congreso Internacional de Grandes Presas. ICOLD. San Francisco. Vol. IV. Pp. 437-448.*
- Saf, B. (2009). Regional Flood Frequency Analysis Using L-Moments for the West Mediterranean Region of Turkey. *Water Resources Management*, 23(3), 531–551. <https://doi.org/10.1007/s11269-008-9287-z>

- Salas, J. D., & Obeysekera, J. (2014). Revisiting the Concepts of Return Period and Risk for Nonstationary Hydrologic Extreme Events. *Journal of Hydrologic Engineering*, 19(3), 554–568. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)HE.1943-5584.0000820](https://doi.org/10.1061/(ASCE)HE.1943-5584.0000820)
- Salas Regalado, L. de. (2004). Regionalización de leyes IDF para el uso de modelos hidrometeorológicos de estimación de caudales. Retrieved from <http://oa.upm.es/168/>
- Salinas, J. L., Laaha, G., Rogger, M., Parajka, J., Viglione, A., Sivapalan, M., & Blöschl, G. (2013). Comparative assessment of predictions in ungauged basins-Part 2: Flood and low flow studies. *Hydrology and Earth System Sciences*, 17(7), 2637–2652. <https://doi.org/10.5194/hess-17-2637-2013>
- Salvadori, G., & De Michele, C. (2011). Estimating strategies for Multiparameter Multivariate Extreme value copulas. *Hydrology and Earth System Sciences Discussions*, 7(5), 7563–7590. <https://doi.org/10.5194/hessd-7-7563-2010>
- Salvadori, G., De Michele, C., & Durante, F. (2011). On the return period and design in a multivariate framework. *Hydrology and Earth System Sciences*, 15(11), 3293–3305. <https://doi.org/10.5194/hess-15-3293-2011>
- Sangal, B. P. (1983). Practical Method of Estimating Peak Flow. *Journal of Hydraulic Engineering*, 109(4), 549–563. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)0733-9429\(1983\)109:4\(549\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)0733-9429(1983)109:4(549))
- Sankarasubramanian, A., & Srinivasan, K. (1999). Investigation and comparison of sampling properties of L-moments and conventional moments. *Journal of Hydrology*, 218(1–2), 13–34. [https://doi.org/10.1016/S0022-1694\(99\)00018-9](https://doi.org/10.1016/S0022-1694(99)00018-9)
- Santos, M., Mediero, L., & Lima, C. H. R. (2017). Identificación del origen de las tormentas que provocan las avenidas en España utilizando trayectorias de tormentas y técnicas de aprendizaje automático. V Jornadas de Ingeniería del Agua, A Coruña, España.
- Sasorova, E., & Levin, B. (2018). Relationship between Seismic Activity and Variations in the Earth's Rotation Angular Velocity. *Journal of Geography and Geology*, 10(2), 43. <https://doi.org/10.5539/jgg.v10n2p43>
- Sauquet, E. (2006). Mapping mean annual river discharges: Geostatistical developments for incorporating river network dependencies. *Journal of Hydrology*, 331(1–2), 300–314. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2006.05.018>
- Schaefer, M. G. (1990). Regional analyses of precipitation annual maxima in Washington State. *Water Resources Research*, 26(1), 119–131. <https://doi.org/10.1029/WR026i001p00119>
- Schwarz, G. (1978). Estimating the Dimension of a Model. *The Annals of Statistics*. Institute of Mathematical Statistics. <https://doi.org/10.2307/2958889>
- Serago, J. M., & Vogel, R. M. (2018). Parsimonious nonstationary flood frequency analysis. *Advances in Water Resources*, 112, 1–16. <https://doi.org/10.1016/J.ADVWATRES.2017.11.026>
- Serfling, R., & Xiao, P. (2006). *A Contribution to Multivariate L-Moments: L-Comoment Matrices*. Retrieved from www.utdallas.edu/~serfling.
- Serinaldi, F. (2009). Assessing the applicability of fractional order statistics for computing confidence intervals for extreme quantiles. *Journal of Hydrology*, 376(3–4), 528–541. <https://doi.org/10.1016/J.JHYDROL.2009.07.065>
- Serinaldi, F. (2013). An uncertain journey around the tails of multivariate hydrological distributions. *Water Resources Research*, 49(10), 6527–6547. <https://doi.org/10.1002/wrcr.20531>
- Serinaldi, F. (2015). Dismissing return periods! *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 29(4), 1179–1189. <https://doi.org/10.1007/s00477-014-0916-1>

- Serinaldi, F., & Kilsby, C. G. (2015). Stationarity is undead: Uncertainty dominates the distribution of extremes. *Advances in Water Resources*, 77, 17–36. <https://doi.org/10.1016/j.advwatres.2014.12.013>
- Serrano Notivoli, R., Beguería, S., Saz, M. A., & Martín de, L. (2018). Recent trends reveal decreasing intensity of daily precipitation in Spain. *International Journal of Climatology*, 38 (11), 4211–4224.
- Shapiro, S. S. (1980). How to test normality and other distibutional assumptinos. *The ASQC Basic References in Quality Control:Statistical Techniques*, American Society for Quality Control, Milwaukee, WI, 3.
- Sharma, T., Chhabra, S., Karmakar, S., Ghosh, S., & Salvi, K. (2015). *Assessing the Uncertainty in Downscaling Approaches using Hydrological Model*. *Geophysical Research Abstracts* (Vol. 17). Retrieved from <https://meetingorganizer.copernicus.org/EGU2015/EGU2015-776-1.pdf>
- Shiklomanov, I. A. (2008). *Water Resources of Russia and their use*.
- Shu, C., & Ouarda, T. B. M. J. (2007). Flood frequency analysis at ungauged sites using artificial neural networks in canonical correlation analysis physiographic space. *Water Resources Research*, 43(7). <https://doi.org/10.1029/2006WR005142>
- Siegel, S., & Castellan, N. J. (1988). *Nonparametric statistics for the behavioral sciences*. McGraw-Hill. Retrieved from https://books.google.es/books/about/Nonparametric_Statistics_for_the_Behavio.html?id=bq3uAAAMAAJ&redir_esc=y
- Silva, A. T., Naghettini, M., & Portela, M. M. (2016). On some aspects of peaks-over-threshold modeling of floods under nonstationarity using climate covariates. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 30(1), 207–224. <https://doi.org/10.1007/s00477-015-1072-y>
- Silva, E., & Tucci, C. (1998). *RELAÇÃO ENTRE AS VAZÕES MÁXIMAS DIÁRIA E INSTANTÂNEA*. Retrieved from <http://rhama.com.br/blog/wp-content/uploads/2016/12/relacao-entre-as-vazoes-maximas-diaria-e-instantanea.pdf>
- Simková, T. (2017). Homogeneity testing for spatially correlated data in multivariate regional frequency analysis. *Water Resources Research*.
- Sivapalan, M., Wood, E. F., & Beven, K. J. (1990). On hydrologic similarity: 3. A dimensionless flood frequency model using a generalized geomorphologic unit hydrograph and partial area runoff generation. *Water Resources Research*, 26(1), 43–58. <https://doi.org/10.1029/WR026i001p00043>
- Sklar, A. (1959, January 1). Fonctions de repartition à n dimensions et leursmarges. Retrieved from <https://www.scienceopen.com/document?vid=23f0b675-d697-4464-9a61-2f9bb37ec82e>
- Skøien, J. O., Merz, R., & Blöschl, G. (2006). Top-kriging - geostatistics on stream networks. *Hydrology and Earth System Sciences*, 10(2), 277–287. <https://doi.org/10.5194/hess-10-277-2006>
- Smith, A., Sampson, C., & Bates, P. (2015). Regional flood frequency analysis at the global scale. *Water Resources Research*, 51(1), 539–553. <https://doi.org/10.1002/2014WR015814>
- Šraj, M., Viglione, A., Parajka, J., & Blöschl, G. (2016). The influence of non-stationarity in extreme hydrological events on flood frequency estimation. Retrieved from <https://www.semanticscholar.org/paper/The-influence-of-non-stationarity-in-extreme-events-Šraj-Viglione/9eb93876d9d35ad958395cc572b0fe23192d334b>
- Srikanthan, R., & McMahon, T. (2001). Stochastic generation of annual, monthly and daily climate data: A review. *Hydrology and Earth System Sciences*, 5(4), 653–670.
- Stedinger, J. R., & Cohn, T. A. (1986). Flood Frequency Analysis With Historical and Paleoflood Information. *Water Resources Research*, 22(5), 785–793. <https://doi.org/10.1029/WR022i005p00785>

- Stedinger, J. R., & Lu, L.-H. (1995). Appraisal of regional and index flood quantile estimators. *Stochastic Hydrology and Hydraulics*, 9(1), 49–75. <https://doi.org/10.1007/BF01581758>
- Stedinger, J. R., & Tasker, G. D. (1985). Regional Hydrologic Analysis: 1. Ordinary, Weighted, and Generalized Least Squares Compared. *Water Resources Research*, 21(9), 1421–1432. <https://doi.org/10.1029/WR021i009p01421>
- Stedinger, J. R., & Tasker, G. D. (1986). Regional Hydrologic Analysis, 2, Model-Error Estimators, Estimation of Sigma and Log-Pearson Type 3 Distributions. *Water Resources Research*, 22(10), 1487–1499. <https://doi.org/10.1029/WR022i010p01487>
- Stedinger, J. R., Vogel, R. M., & Foufoula-Georgiou, E. (1993). Frequency analysis of extreme events. *In Handbook of Hydrology, Chapter 18, Edited by D.A. Maidment, McGraw-Hill, New York.*
- Strupczewski, W. G., Singh, V. P., Weglarczyk, S., Kochanek, K., & Mitosek, H. T. (2006). Complementary aspects of linear flood routing modelling and flood frequency analysis. *Hydrological Processes*, 20(16), 3535–3554. <https://doi.org/10.1002/hyp.6149>
- Student. (1908). The Probable Error of a Mean. *Biometrika*, 6(1), 1. <https://doi.org/10.2307/2331554>
- Sui, J., & Koehler, G. (2001). Rain-on-snow induced flood events in Southern Germany. *Journal of Hydrology*, 252(1–4), 205–220. [https://doi.org/10.1016/S0022-1694\(01\)00460-7](https://doi.org/10.1016/S0022-1694(01)00460-7)
- Taguas, E. V., Ayuso, J. L., Pena, A., Yuan, Y., Sanchez, M. C., Giraldez, J. V., & Pérez, R. (2008). Testing the relationship between instantaneous peak flow and mean daily flow in a Mediterranean Area Southeast Spain. *CATENA*, 75(2), 129–137. <https://doi.org/10.1016/J.CATENA.2008.04.015>
- Taguas Ruiz, E., García Marín, A., Sánchez Trigo, M., Ayuso Muñoz, J. L., & Peña Acevedo, A. (2003). Análisis regional de los caudales máximos de la cuenca sur. *Congreso Internacional de Ingeniería de Proyectos*. Retrieved from http://www.aepro.com/es/repository/congresos/congresos_pamplona2003/congresos_pamplona2003_05/ANÁLISIS-REGIONAL-DE-LOS-CAUDALES-MÁXIMOS-DE-LA-CUENCA-SUR-/lang.es-es/
- Tasker, G. D. (1980). Hydrologic regression with weighted least squares. *Water Resources Research*, 16(6), 1107–1113. <https://doi.org/10.1029/WR016i006p01107>
- Témez, J. R. (1991). Extended and improved rational method. Version of the Hyghways Administration of Spain. *XXIV Congress. Madrid (Spain) 1991. Vol. A*, 33–40.
- Thompson, J. M. T., & Stewart, H. B. (2002). *Nonlinear dynamics and chaos*. Wiley.
- Thordarson, T., & Self, S. (2003). Atmospheric and environmental effects of the 1783–1784 Laki eruption: A review and reassessment. *Journal of Geophysical Research*, 108(D1), 4011. <https://doi.org/10.1029/2001JD002042>
- Tout, D. G., & Kemp, V. (1985). THE NAMED WINDS OF SPAIN. *Weather*, 40(10), 322–329. <https://doi.org/10.1002/j.1477-8696.1985.tb03721.x>
- Trenberth, K. (2011). Changes in precipitation with climate change. *Climate Research*, 47(1), 123–138. <https://doi.org/10.3354/cr00953>
- Turco, M. (2012). *Climate change in a Mediterranean environment (Catalonia): precipitation extremes, regional scenarios, impacts on forest fires*. University of Barcelona.
- ULE. (2009). *Obtención del parámetro del umbral de escorrentía para la España peninsular a partir de nuevas fuentes de datos. Informe Técnico para el Centro de Estudio Hidrográficos, Universidad de León.*
- Umakhanthan, K., & Ball, J. E. (2005). Rainfall models for catchment simulation. *Australasian Journal of Water Resources*, 9(1), 55–67. <https://doi.org/10.1080/13241583.2005.11465264>

- Viglione, A. (2010). Confidence intervals for the coefficient of L-variation in hydrological applications. *Hydrology and Earth System Sciences*, 14(11), 2229–2242. <https://doi.org/10.5194/hess-14-2229-2010>
- Viglione, A., Chirico, G. B., Komma, J., Woods, R., Borga, M., & Blöschl, G. (2010). Quantifying space-time dynamics of flood event types. *Journal of Hydrology*, 394(1–2), 213–229. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2010.05.041>
- Viglione, A., Gaume, E., Gaál, L., Blöschl, G., & Szolgay, J. (2009). *The index-flood method in a Bayesian perspective: sensitivity to regional heterogeneity*. *Geophysical Research Abstracts* (Vol. 11). Retrieved from <https://meetingorganizer.copernicus.org/EGU2009/EGU2009-4289.pdf>
- Viglione, A., Laio, F., & Claps, P. (2007). A comparison of homogeneity tests for regional frequency analysis. *Water Resources Research*, 43(3). <https://doi.org/10.1029/2006WR005095>
- Viglione, A., Merz, R., Salinas, J. L., & Blöschl, G. (2013). Flood frequency hydrology: 3. A Bayesian analysis. *Water Resources Research*, 49(2), 675–692. <https://doi.org/10.1029/2011WR010782>
- Villarini, G. (2016). On the seasonality of flooding across the continental United States. *Advances in Water Resources*, 87, 80–91. <https://doi.org/10.1016/j.advwatres.2015.11.009>
- Villarini, G., Serinaldi, F., Smith, J. A., & Krajewski, W. F. (2009). On the stationarity of annual flood peaks in the continental United States during the 20th century. *Water Resources Research*, 45(8). <https://doi.org/10.1029/2008WR007645>
- Vogel, R. M., & Fennessey, N. M. (1993). L moment diagrams should replace product moment diagrams. *Water Resources Research*, 29(6), 1745–1752. <https://doi.org/10.1029/93WR00341>
- Vogel, R. M., McMahon, T. A., & Chiew, F. H. S. (1993). Floodflow frequency model selection in Australia. *Journal of Hydrology*, 146, 421–449. [https://doi.org/10.1016/0022-1694\(93\)90288-K](https://doi.org/10.1016/0022-1694(93)90288-K)
- Vormoor, K., Lawrence, D., Heistermann, M., & Bronstert, A. (2015). Climate change impacts on the seasonality and generation processes of floods-projections and uncertainties for catchments with mixed snowmelt/rainfall regimes. *Hydrology and Earth System Sciences*, 19(2), 913–931. <https://doi.org/10.5194/hess-19-913-2015>
- Vormoor, K., Lawrence, D., Schlichting, L., Wilson, D., & Wong, W. K. (2016). Evidence for changes in the magnitude and frequency of observed rainfall vs. snowmelt driven floods in Norway. *Journal of Hydrology*, 538, 33–48. <https://doi.org/10.1016/J.JHYDROL.2016.03.066>
- Wallis, J. R., & Wood, E. F. (1985). Relative Accuracy of Log Pearson III Procedures. *Journal of Hydraulic Engineering*, 111(7), 1043–1056. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)0733-9429\(1985\)111:7\(1043\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)0733-9429(1985)111:7(1043))
- Wang, O. J. (1997). *LH moments for statistical analysis of extreme events*. *WATER RESOURCES RESEARCH* (Vol. 33). <https://doi.org/10.1029/97WR02134>
- Wang, R., Kumar, M., & Link, T. E. (2016). Potential trends in snowmelt-generated peak streamflows in a warming climate. *Geophysical Research Letters*, 43(10), 5052–5059. <https://doi.org/10.1002/2016GL068935>
- Ward, J. H. (1963). Hierarchical Grouping to Optimize an Objective Function. *Journal of the American Statistical Association*, 58(301), 236–244. <https://doi.org/10.1080/01621459.1963.10500845>
- Ward, P. J., Kumm, M., & Lall, U. (2016). Flood frequencies and durations and their response to El Niño Southern Oscillation: Global analysis. *Journal of Hydrology*, 539, 358–378. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2016.05.045>
- Waylen, P., & Woo, M. -k. (1982). Prediction of annual floods generated by mixed processes. *Water Resources Research*, 18(4), 1283–1286. <https://doi.org/10.1029/WR018i004p01283>

- Wazneh, H., Chebana, F., & Ouarda, T. B. M. J. (2015). Delineation of homogeneous regions for regional frequency analysis using statistical depth function. *Journal of Hydrology*, 521, 232–244. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2014.11.068>
- WCDMP- No. 72. (2009). *Guidelines on Analysis of extremes in a changing climate in support of informed decisions for adaptation*. Retrieved from https://library.wmo.int/index.php?lvl=notice_display&id=138#.W6uhG8k_1tE
- White, E. L. (1975). FACTOR ANALYSIS OF DRAINAGE BASIN PROPERTIES: CLASSIFICATION OF FLOOD BEHAVIOR IN TERMS OF BASIN GEOMORPHOLOGY. *Journal of the American Water Resources Association*, 11(4), 676–687. <https://doi.org/10.1111/j.1752-1688.1975.tb00722.x>
- Williams, A., & Archer, D. (2002). The use of historical flood information in the English Midlands to improve risk assessment. *Hydrological Sciences Journal*, 47(1), 57–76. <https://doi.org/10.1080/02626660209492908>
- Williams, G. E. (1980). Effects of the Earth's rotation rate on climate. *Nature*, 286(5770), 309–310. <https://doi.org/10.1038/286309b0>
- Wilson, D., Hisdal, H., & Lawrence, D. (2010). Has streamflow changed in the Nordic countries? – Recent trends and comparisons to hydrological projections. *Journal of Hydrology*, 394(3–4), 334–346. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2010.09.010>
- Wiltshire, S. E. (1985). Grouping basins for regional flood frequency analysis. *Hydrological Sciences Journal*, 30(1), 151–159. <https://doi.org/10.1080/02626668509490976>
- Wiltshire, S. E. (1986). Regional flood frequency analysis I: Homogeneity statistics. *Hydrological Sciences Journal*, 31(3), 321–333. <https://doi.org/10.1080/02626668609491051>
- WMO-No.1044. (2010). *Manual on stream gauging*. Retrieved from www.apfm.info
- WMO-No.168. (2009). *Guide to Hydrological Practices. Volume II. Management of Water Resources and Application of Hydrological Practices*. Retrieved from http://www.whycos.org/chy/guide/168_Vol_II_en.pdf
- WMO-No.332. (2009). *Manual on estimation of Probable Maximum Precipitation (PMP)*. WMO. Retrieved from http://library.wmo.int/pmb_ged/wmo_1045_en.pdf
- WMO/TD- No. 1013. (2000). *Detecting trend and other changes in hydrological data*. Retrieved from https://library.wmo.int/index.php?lvl=notice_display&id=11628#.W64Ix8k_1tF
- WMO. (1989). *Statistical distributions for flood frequency analysis*. Amer Meteorological Socie.
- WRC. (1967). *A uniform technique for determining flood flow frequencies. Bulletin 15 of the Hydrology Subcommittee*.
- WRC. (2018). England, J.F., Jr., Cohn, T.A., Faber, B.A., Stedinger, J.R., Thomas, W.O., Jr., Veilleux, A.G., Kiang, J.E., and Mason, R.R., Jr., *Guidelines for determining flood flow frequency—Bulletin 17C: U.S. Geological Survey Techniques and Methods, book 4, chap. B5, 148 p.*, <https://doi.org/10.3133/tm4B5>
- Wright, M. J., Ferreira, C. M., & Houck, M. H. (2014). Evaluation of heterogeneity statistics as reasonable proxies of the error of precipitation quantile estimation in the Minneapolis-St. Paul region. *Journal of Hydrology*, 513, 457–466. <https://doi.org/10.1016/J.JHYDROL.2014.03.056>
- Würzer, S., Jonas, T., Wever, N., & Lehning, M. (2016). Influence of Initial Snowpack Properties on Runoff Formation during Rain-on-Snow Events. *Journal of Hydrometeorology*, 17(6), 1801–1815. <https://doi.org/10.1175/JHM-D-15-0181.1>

- Yevjevich V. (1972). *Probability and statistics in hydrology*, Water Resources Publications, Littleton, pp. 294. Water Resources Publications, LLC.
- Yue, S., Ouarda, T. B. M. ., Bobée, B., Legendre, P., & Bruneau, P. (1999). The Gumbel mixed model for flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*, 226(1–2), 88–100.
[https://doi.org/10.1016/S0022-1694\(99\)00168-7](https://doi.org/10.1016/S0022-1694(99)00168-7)
- Yue, S., Ouarda, T. B. M. J., Bobée, B., Legendre, P., & Bruneau, P. (1999). The Gumbel mixed model for flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*, 226(1–2), 88–100.
[https://doi.org/10.1016/S0022-1694\(99\)00168-7](https://doi.org/10.1016/S0022-1694(99)00168-7)
- Yue, S., & Wang, C. Y. (2002). Regional streamflow trend detection with consideration of both temporal and spatial correlation. *International Journal of Climatology*, 22(8), 933–946.
<https://doi.org/10.1002/joc.781>
- Zapata, F. (1967). Desección y Saneamiento de la laguna de Antela. *Revista de Obras Públicas*, n°3026, págs. 465-472.
- Zhang, X., Wan, H., Zwiers, F. W., Hegerl, G. C., & Min, S.-K. (2013). Attributing intensification of precipitation extremes to human influence. *Geophysical Research Letters*, 40(19), 5252–5257.
<https://doi.org/10.1002/grl.51010>
- Zharkova, V. V., Shepherd, S. J., Popova, E., & Zharkov, S. I. (2017). Reinforcing a Double Dynamo Model with Solar-Terrestrial Activity in the Past Three Millennia. *Proceedings of the International Astronomical Union*, 13(S335), 211–215.
<https://doi.org/10.1017/S1743921317010912>
- Zotov, L., Bizouard, C., & Shum, C. K. (2016). A possible interrelation between Earth rotation and climatic variability at decadal time-scale. *Geodesy and Geodynamics*, 7(3), 216–222.
<https://doi.org/10.1016/J.GEOG.2016.05.005>